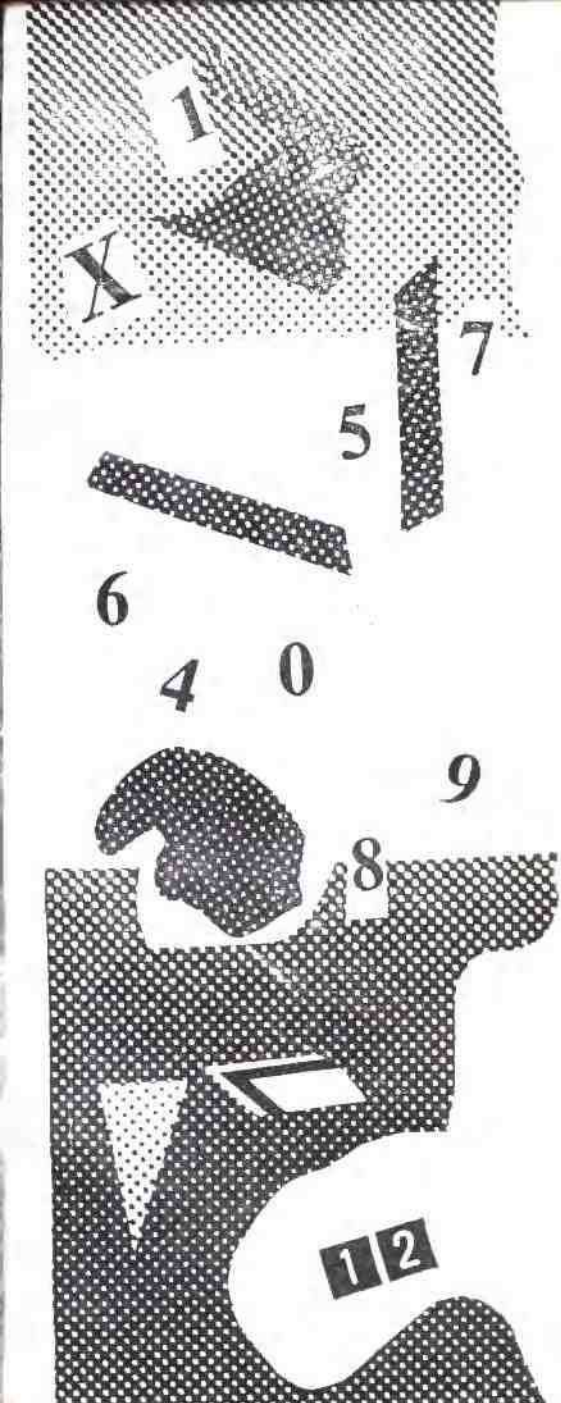


计量历史学

VISIT…

计量历史学

〔苏〕И·Д·科瓦利琴科 主编
闻 一 肖 吟译

四川人民出版社
一九八七年·成都

责任编辑：叶　勇
特约审稿：秦晓鹰
封面设计：戴士和
封 面 图：丁　品
插　　图：朱　岩
装　　帧：盛睿萍

走向未来丛书

计量历史学

闻一　肖岭　编译

四川人民出版社出版（成都盐道街三号）
四川省新华书店发行
自贡新华印刷厂印刷

开本787×960mm　1/32　印张 10.125 插页 5 字数 158 千
1987年7月第一版　1987年7月第一次印刷
ISBN7—220—00023—5/C·15
统一书号：17118·191　印数：1—104,000

定价：1.80 元

АВТОРЫ:

Л.И.Бородкин, И.М.Гарскова, Т.Ф.Изместьева, И.Д.Ковальченко, Л.В.Милов, И.М.Промахина, Н.Б.Селунская

редакционная коллегия:

И.Д.Ковальченко(ответственный редактор)И.М.Гарскова, Н.Б.Селунская

莫斯科高等教育出版社, 1984

计量历史学

〔苏〕И·Д·科瓦利琴科 主编

闻一 肖岭 编译

《走向未来》丛书顾问

（按姓氏笔划为序）

包遵信　严济慈　杜润生　张黎群　陈一咨
陈翰伯　钟沛璋　侯外庐　钱三强

《走向未来》丛书编辑委员会

主　编：金观涛

副主编：陈越光　唐若昕

编　委：（按姓氏笔划为序）

丁学良　王小强　王岐山　王军衡
王晓鲁　王　焱　尹蓝天　乐秀成
朱嘉明　朱熹豪　刘　东　刘青峰
严家其　何维凌　张　钢　阮芳赋
陈子伶　陈越光　易小冶　金观涛
秦晓鹰　贾新民　翁永曦　唐若昕
陶德荣　黄江南　董秀玉　樊洪业
戴士和

编者献辞

U55/16

《走向未来》丛书和读者见面了。

她凝聚着我们的心血和期望。

我们期待她能够：展现当代自然科学和社会科学日新月异的面貌；反映人类认识和追求真理的曲折道路；记录这一代人对祖国命运和人类未来的思考。

我们的时代是不寻常的。二十世纪科学技术革命正在迅速而又深刻地改变着人类的社会生活和生存方式。人们迫切地感到，必须严肃认真地对待一个富有挑战性的、千变万化的未来。正是在这种历史关头，中华民族开始了自己悠久历史中又一次真正的复兴。

在艰苦而又富有生命力的改革道路上，我们坚定了马克思主义的信仰，理解了科学的价值，并逐步深化了对我们时代和民族的认识。今天，我们听

从祖国的召唤，热情地投身于实现社会主义现代化的伟大潮流。

马克思有一句名言："思想的闪电一旦真正射入这块没有触动过的人民园地，德国人就会解放成为人。"*今天，照亮我们民族的思想闪电，就是马克思主义、科学精神和我们民族优秀传统的结合，以及由此开始的创新！

《走向未来》丛书力图从世界观高度把握当代科学的最新成就和特点，通过精选、咀嚼、消化了的各门学科的知识，使读者特别是青年读者能从整个人类文明曲折的发展和更迭中，理解中华民族的伟大贡献和历史地位，科学地认识世界发展的趋势，激发对祖国、对民族的热爱和责任感。

她特别注重于科学的思想方法和新兴的边缘学科的介绍和应用；把当前我国自然科学、社会科学，以及文学艺术方面创造性的成果，严肃地介绍给社会，推动自然科学与社会科学的结合。

《丛书》是个新的园地，她将自始至终贯彻严肃认真的学风和生动活泼的文风。

《走向未来》丛书，从她一开始就受到老一辈共产党人关怀，受到学术界前辈的热情支持。

---

* 《马克思恩格斯选集》，人民出版社，1975年版，第1卷第15页。

约四百年前，弗兰西斯·培根在《伟大的复兴》一书序言中，曾经这样谈到书中描述的对象，他“希望人们不要把它看作一种意见，而要看作是一项事业，并相信我们在这里所做的不是为某一宗派或理论奠定基础，而是为人类的福祉和尊严……。”我们怀着真挚的感情，把这段话献给《丛书》的读者，希望广大读者关心她、批评她、帮助她。

让她成为我们共同的事业。

《走向未来》丛书编委会

一九八三年六月于北京

前　言

在科技革命的时代中，科学发展的一个明显特点就是它日益深刻的数学化和计算机化。现在已经找不到一个科学领域没有受到数学方法、电子计算机和其他技术在某种程度上的渗入。无疑，在实用数学和电子技术，首先是计算技术的发展中取得的成就在许多方面促进了这一过程。甚至最初几代的计算机已经提供可能来完成使用通常的、“小型”计算技术条件下无法完成的计算。而最新的电子计算机具有简直是无穷的记忆和高速的运算。这除了研究出整整一系列新的计算数学的方法外，还揭示了提出和解决新的研究课题的可能性。

然而，如果像有时人们所做的那样，把科学数学化的迅猛过程仅仅归功于数学和电子计算机发展中取得的成就，则是错误的。这一过程的基础是科学本身的发展所固有的内部趋势。恰恰是这些趋势

和一般说来人类实践（科学是其组成部分）的需要刺激了数学本身和电子技术的发展。

首先应当指出，在科学发展中始终有一种趋势，要从数量上去阐述所研究的大自然和社会客观世界的现象和过程，要对这些现象的特点、性质和实质作出数量上的评价，因而要去运用某些数学方法来加工和分析具体的资料。这一趋势的客观基础是，在大自然和社会中到处都存在数量和质量统一的原则。在客观世界中，不存在某种“纯”质量，或者不和质量相联系的“纯”数量。它们永远处于统一之中。因而，表示其质量属性的某一现象的实质，只有在该质量的数量程度得到显露时才能被充分地揭示出来。所以，正如保·拉法格所指出的，马克思恰恰认为：“科学只有在成功地运用数学时，才算达到了真正完善的地位”。（《回忆马克思和恩格斯》，莫斯科1956年版，第66页）这一重要的论点适用于所有的科学。

可以清楚地看出，数学化的发展趋势是随着科学的发展、研究的深入和所要解决的课题的复杂化而日益加强的。到二十世纪中期，科学的发展取得了一系列重大成就，而在二十世纪下半叶，在科学中发生了，并正在发生内部质量上的进展，这些进展正是进行研究的数学和计算机方法日益迅猛的渗

入到科学之中的主要原因。

这些进展之一是，现在在科学的所有领域，研究人员一方面不得不去利用已经积累的大量知识，而另一方面又不得不去吸收越来越多的新的实际资料，以便在对某些现象和过程的研究中得以前进。科学家和专家们认为，人类在二十世纪所积累的知识比起在这以前的全部历史上所积累的要多一倍，而在最近大约15年中，现代知识的容量又扩大了一倍。所有这一切不仅在所积累的知识的系统整理、保存和利用方面，而且在进行新的科学研究方面，提出了复杂的课题。不广泛运用计量和计算机方法来揭示、加工和分析具体的科学资料，要解决这些课题是不可能的。

现代科学发展的另一个重要特点是：日益明显的趋向于整体地、系统地，即完整地探讨所研究的客体、现象和过程。科学在其发展的所有阶段都具有两种趋势：一方面，趋向于详细地和深入地，即分门别类地研究现象和过程的各个问题、方面和特点，而另一方面趋向于总结性地、完整地来阐述它们。但是，在不同的时期，会是不同的趋势处于主导地位。而系统的、完整的研究则是现代科学的明显特点。

这种研究的实质在于，所研究的客体、现象和

过程被看成是某种完整的系统，它具有相应的组织，其特点是有某种结构，即是各个部分的总和，也是这些部分和它们所固有的特点和性质间相互关系的固定类型。研究的主要任务就是要揭示出这种结构和相互关系，要表明它们数量上的特殊性。为了解决类似的课题，要运用称之为系统结构分析的各种方法。这种分析的最终结果是要建立被研究现象的模型。进行系统分析就要求对客体作多方面的考察，并加以比较，而这一切在运用数量指数，并用数学方法对它们加工的情况下，就能最充分地做到。

系统研究和系统分析必然要导向综合的、跨学科的研究，即是说，导向运用各种不同学科的原则和方法。在利用数量资料，并用数学方法对其进行加工时，把这些原则和方法总和成一个整体，去取得综合研究的共同结果，显然也是最有效的。

因此，数学方法在现代科学中日益广泛的普及首先是其发展的内部需要所决定的。这些需要也充分地表现在历史科学中。

在历史科学中，最近十年来，也出现了信息爆炸的局面。具体材料的数量迅速增长。仅在苏联，有关历史、考古和民族学方面的著作每年的出版量就达到两万种。

由于需要吸收愈来愈大量的实际材料，史学家所面临的任务就是，既要将新史料引入科学研究之中，又要提高各种史料的信息效率。

史学家现在日益广泛地接触到描述历史发展的大量现象和过程的数量史料。这些史料所包括的各个方面极为广泛，在近现代史方面尤其多。这些史料包括各种各样的统计材料和调查、中央和地方管理机构及各种机构的公文函件、私人档案、参考材料、具体社会学的调查和其他许多资料。借助于它们，可以全面地、深入地研究历史上的人口演变过程、社会经济的发展、社会的结构、政治、文化和民族意识。同时，这种研究是在微观和宏观的基础上进行的，即是说，总观各个不同的时期，始以最基本的组织，终以对大规模地区内或整个国家范围内的各种关系的全面的系统综合。例如，近年来，苏联史学家就愈来愈广泛地利用数量史料，来研究俄国历史发展的种种重要现象和过程。这些材料有十七世纪的税册，这是一种独特的中世纪的土地征税对象调查资料，调查的范围涉及数千个封建庄园和世袭领地，为研究土地关系和封建地租，即封建农奴制的最重要的特征提供了条件。对十八世纪来来说，有关全面设置土地界标的“经济上的说明”也有着类似的作用，在有关欧俄数十个省的说明

中，描述了全体居民的情况，注明了居民数、耕地数、剥削农民的形式、非农业经营和其他资料。有关世袭领地财产的事务性函件和统计资料，特别是对农户的按户登记册是研究十八世纪下半叶和十九世纪上半叶封建关系解体和资本主义关系起源的重要史料。

有关资本主义时代俄国史的数量史料的内容是极其丰富的。在十万多份规定农民摆脱农奴依附地位条件的法定文书和赎身证明中，包括有地主和农民经济的各种各样的资料。在资本主义时代，国家的统计计算已有了一定的制度，并且积累了大量的统计资料。最有价值的是土地（1877、1887和1905年）、农业（1916和1917年）、工业（1900、1908、1912年）和其他方面的统计调查的大量资料。

地方自治机构——地方自治会（局）收集汇编了数千册统计资料，是保留下来的唯一的综合材料。它们在研究农民和地主经济、资产阶级的农业进展、农村的社会结构和其他问题方面是不可缺少的。这种综合资料早就被史学家加以利用了。

最近，股份公司、各企业和银行的事务性函件引起了特别的关注。其中，对在土地银行中有投资的地主庄园和向这些银行借贷的农户的登记包括许多极有价值的材料。这些材料涉及数万地主庄园和

几十万农户。在工业企业的事务性文件中，工人的身份证和工资簿，以及其他有关个人情况的文件，提供了有关工人阶级及其组成、补充来源、状况和总的社会面貌的内容丰富的材料。

苏联社会史方面的数量史料的内容更加丰富。为了研究苏维埃时期社会发展的基本趋势、规律和特点，当今的统计资料，以及十月社会主义革命后定期同时进行的各种统计调查都是不可缺少的。为了研究人口数、居民的社会构成和变化，及其文化水平和其他问题，人口调查具有头等重要的意义。除了当今的统计资料，工业、农业和工会的统计调查、有关经济和社会发展的计划及其执行情况的材料为阐述社会经济发展过程提供了依据。要在最初的，因而也是最大量的环节上，即在各个企业、国营农场、集体农庄，科学和文化机构的基础上分析社会经济和整个社会发展的过程，就需要去利用当今的事务性资料。其间，把反映在其他文件中的这一活动加以综合总结的年度决算具有特别的意义。

上面所列清单甚至远不是从事苏联历史研究的史学家所能利用的基本的数量史料。史学家在研究世界各国的历史发展时还要接触到门类繁多的大批史料。

数量史料按其本身的性质，不仅允许，而且要

求使用计量和计算机方法来加工和分析包含在其中的资料。其实，也只有借助于这些方法，才足以广泛地将这样的史料引进科学研究之中，并有效地用以研究历史发展的诸多现象和过程。还应当指出的是，随着生产的各个领域和社会生活其他方面的管理自动化系统的迅猛发展，从其一开始，有关这些系统的职能的全部资料就被译成数码或另外的系统，并固定下来，以便计算机进行加工。很清楚，这样的资料用通常的“手工”方法不仅不能加工，甚至也读不出来，即无法了解它们的内容。

计量和计算机方法在解决和提高史料的信息效率相联的任务中起着相当重要的作用。史学家一直碰到这个问题。但是，随着历史研究的深入、新课题的提出和所必需的具体史料的数量的增大，它的尖锐性才日益显露出来。史学家在研究多少有点复杂的历史现象和过程时，即使拥有各种各样的史料，一般说来，还是感到某些必要资料的欠缺。下面的问题可说明这种情况。同代人，即史料的创作者，是为了一定的目的而去收集有关社会生活的资料的。这首先决定了要去对已经固定下来的资料进行精选。史学家在这些史料的基础上研究过去，所提出的又是另外的目的。因此，他们常常在史料中找不到有关所研究现象的令其感兴趣的方面和特征

的直接资料。随着科学的发展，这种分歧日益加深，而科学的发展又不断提出愈来愈新的研究课题。但是，史料所直接、明显反映的东西和史学家所需要的东西之间的上述矛盾绝不是不可解决的。史料除了能直接表示出的信息外，还包含有潜信息。这种信息描述着历史活动的现象所固有的多样式的相互关系。这些相互关系不是直接表示出来的。因此，有关它们的信息称之为潜信息。为了将这种潜信息揭示出来，就必须对史料中所直接提供的资料进行专门的加工和分析。数量史料中包含有特别多的潜信息。通过相互关系的分析来揭示潜信息时，用计量和计算机方法加工史料中的初始资料可以给史学家提供许多帮助。

然而，在历史科学中促使必须去运用计量和计算机方法的主要因素，是更深入和更准确地揭示历史现象和过程本质的需要。故而，对这些现象的某些特征进行大概的评价和根据叙述分析对其实质提出假设的做法已愈来愈使史学家感到不满足。例如，如果在研究某些现象的初始阶段，在评述它们所特具的变化时，可以局限于这样的评价，什么“强烈的”，“迅猛的”，“缓慢的”等等，但一深入分析这些变化，诸如此类的评价就显得不够，就有必要更严格和更准确地表述它们，就是说要转

而去揭示它们的数量关系。换言之，由于历史科学的发展，愈益明显地需要去揭示相应质量的数量上的程度。

系统地对待历史现象和过程，首先要求去揭示相应系统的内部结构，弄明其发挥作用的规律和特点的机制。为了顺利的解决这些任务，必须运用结构分析法，从对资料进行最简单的数学加工开始，最后将以运用各种数学方法为基础的这些系统建立复杂的模型。

从二十世纪五、六十年代之交，各国的史学家统日益广泛地运用计量和计算机方法来加工和分析具体的历史资料。现在，在历史研究的一系列领域里，首先是在诸如历史人口统计、社会经济和历史社会学这样的领域中，计量方法和计算机的使用获得了普遍的推广。因此，自然也就出现了史学家掌握计量分析方法和以计算机加工资料的需要。

根据这些确定了本书的下述结构。在第一篇中，探讨了在历史科学中运用计量方法的基本的方法论问题——计量方法在历史研究中的地位，历史现象的计量和揭示数量资料的代表性问题，历史现象和过程模拟的方法论方面的问题等。在这里，主要的是要阐述以辩证唯物主义和马克思列宁主义的历史认识论与方法论为基础的计量方法的使用原则。

在第二篇里，介绍了数学统计分析的基本方法。其范围基本上和现行的数学统计学教科书所包括的内容相符。在阐述这些方法时，我们把注意力集中在两个方面。第一，揭示所研究方法的逻辑内含，这对于正确使用这些方法和阐述利用相应的方法加工所取得的结果都是必需的；第二，通过具体的历史例题来表明使用计算各种指数和系数的方法和技术的具体程序。当然，所表明的计算技术只适用于不需要复杂和大量计算的数学统计方法。当类似的计算以手工无法完成或者费时很多时，可去使用电子计算机，在电子计算机上相应的计算可按照标准程序来进行。只要有中等学校范围内的数学知识，就足以理解所阐述方法的逻辑实质和进行相应的计算。

在第三篇中，阐述了在苏联历史研究中使用计量方法的基本趋势。这一篇的目的在于，根据在研究各类历史现象和过程中所取得的使用计量方法的经验，一方面来表示这些方法的效率，另一方面，通过具体问题来揭示使用这些方法的技术，从提出任务开始到对计量分析的结果和结论的形成进行阐述。从而，直观地表示方法论的原则在使用计量方法中的主要作用、系统的和全面的对待所研究的对象的实质及主要步骤、系统结构分析的方法和技术。

目　录

第一篇　在历史科学中使用计量方法的方法论问题

第一章　计量方法在历史研究中的地位 …… 4
1．科学研究的方法及其形式和内容 …… 5
2．计量分析及其在历史研究中的地位 …… 7

第二章　历史现象的计量 …… 14
1．计量的一般原则和方法 …… 15
2．历史现象的计量 …… 19

第三章　对历史现象进行计量分析的方法论的基本问题 …… 30

1. 研究任务的确定 …… 31
2. 数量资料的代表性 …… 34
3. 使用计量方法和历史现象与过程模拟的方法论的几个问题 …… 41

第二篇 数学统计分析的基本方法

第四章 变量级数及其评述 …… 58
1. 变量级数 …… 59
2. 变量级数的基本描述 …… 67

第五章 抽样法 …… 80
1. 抽样法的一般描述 …… 81
2. 抽样的标准错误 …… 87

第六章 相互关系的分析 …… 98
1. 研究相互关系的一般概念 …… 99
2. 线性相关 …… 100
3. 线性回归 …… 109

第七章 动态级数的统计分析 …… 118
1. 时间级数 …… 119
2. 时间级数的组成部分及其分析 …… 125

第八章 假设的统计检验 …… 144
1. 基本概念 …… 145

2. 检验平均数的标准 …… 151
3. 检验离散值的标准 …… 155
4. 检验相关的标准 …… 158
5. 一致的标准 …… 165
6. 随机性的标准 …… 169
7. 在历史研究中使用标准的特点 …… 173

第九章 多维统计分析法 …… 176
1. 自动分类法 …… 178
2. 因素分析 …… 185

第十章 电子计算机在历史研究中的运用 …… 196

第三篇 在历史研究中运用计量方法的基本方面

第十一章 研究社会经济现象和过程的计量方法 …… 216
1. 处理社会经济史大数量史料的计量方法 …… 219
2. 社会经济现象结构的分析 …… 227
3. 社会经济现象的类型结构研究 …… 238
4. 社会经济过程动态的研究 …… 247

第十二章　分析社会政治和历史文化现象的计量方法 …… 262

1．在版本来源的研究和古代文献考证中的形式化方法 …… 265

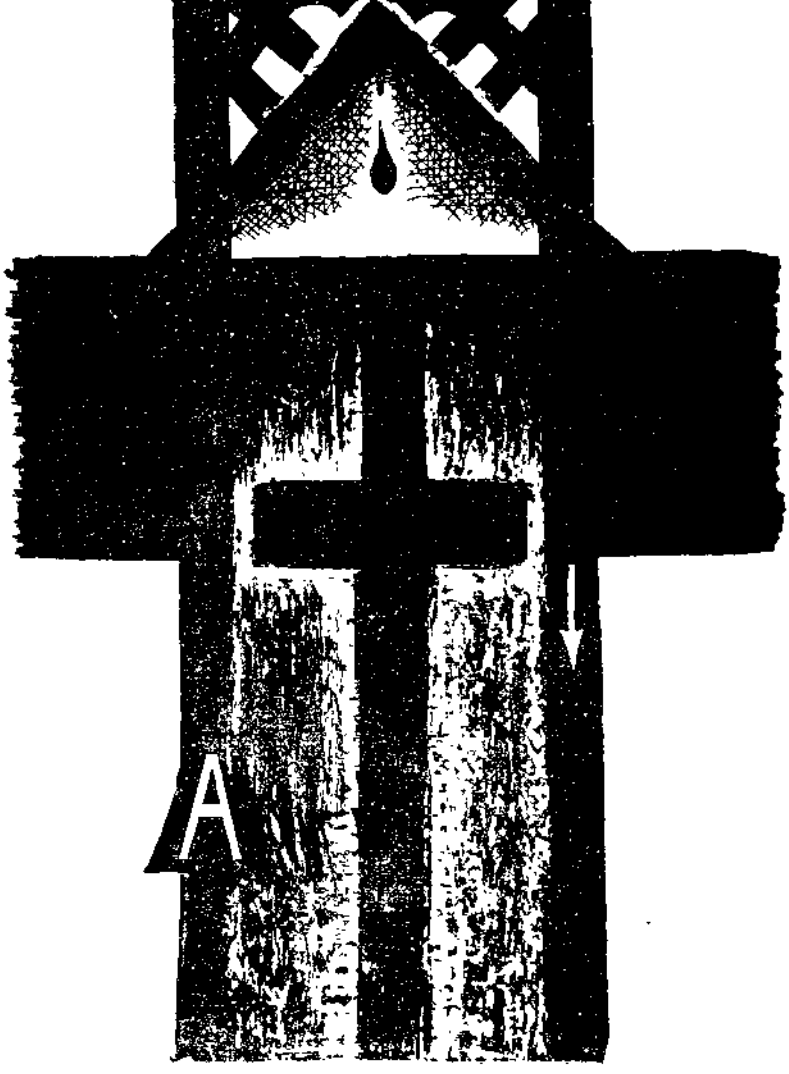
2．政治和文化现象的计量分析 …… 272

附　　录 …… 279

编译后记 …… 294

第一篇

在历史科学中使用计量方法的方法论问题


A

第一章
计量方法在历史研究中的地位

1. 科学研究的方法及其形式和内容

为了进行任何一项研究工作，学者都要依据认识社会生活现象的一定的原则、途径和方法。这些原则、途径和方法，以及根据它们制定的研究规则和程序及其技术，总合起来组成了相应的研究方法。科学的（其中包括历史科学的）认识论方法是极其多样的，并且它们的层次也不尽相同。它们包括一般哲学，一般科学、专门科学和具体科学（或课题科学）方法。

科学认识的哲学方法揭示科学认识的一般原则及其发展趋势，并且不断用新的一般的和具体的方法来丰富这种认识。

一般科学方法用于许多科学之中。它包括分析和综合，归纳和演绎，描述和计量分析等方法。专

门科学方法则是各个单独的科学所使用的方法。例如，历史比较法虽然在一系列科学中都使用，但却是历史科学本身所固有的。研究生活现象的同期法和贯时法实质上也是历史科学的方法。在使用同期法时，现象和客体的总和被看成是同一时期中的某种变体。而在使用贯时法时，各种现象则被看成是在历史进程中不断变化和运动的。

具体科学或者课题科学方法用于研究相应科学客体的某些个别方面和实际特征。显然，在历史科学中，为了揭示经济的、社会的、政治的、思想的等现象的实质，需要有各种不同的研究方法。

上述各种科学认识方法是彼此密切联系的，因为在客观现实中，一般的、特殊的和个别的现象是交织在一起的。任何一种认识方法都包括下述三个组成部分。第一，认识的基本原则和途径，方法和手段，即方法论；第二，为了实现这些原则和方法，需要制定相应的规则和程序；第三，为了进行任何一项研究，要有一定的工具和手段（广义地讲）。这些工具和手段组成了科学研究的技术。所以，研究方法就是方法论、规则和技术的有机结合，其中最重要部分是方法论。

2. 计量分析及其在历史研究中的地位

在对任何（包括历史的）客体、现象和过程进行科学研究时，基本目的就是借助于质量分析（即内含分析）来揭示它们内在的实质。质量分析法就是分析和归纳程序的集合，这些程序的目的是显示所研究客体和现象出现和活动的基本特征、主要规律和特点，从而揭示它们内在的真正本质和在客观现实中的作用。质量分析法在科学研究的各个阶段都起着重要的作用。

历史研究的客体是过去，对此不可能直接进行观察，而只能从史料中获取有关过去的信息。为了表示出有关客体的信息，有两种方法：描述法和计量法。描述法和计量法本身只能说明所研究客体的某些可见特点和性质，而不是其内在的，通常是被掩盖的实质。因此，描述和计量分析法描述现象，而质量分析法揭示实质。但现象和本质事实上是有机联系在一起的，所以在科学研究中，描述和计量分析与质量分析又是密不可分的。实际上，在科学研究中，既有本质描述分析法，也有本质计量分析法。任何纯质量的分析，任何单一的描述和计量分

析法，都是不存在的。有的只是它们在有机结合中的统一。

* * *

描述法是进行历史研究的完全合理和最为广泛使用的一种方式。这有其客观的理由。第一，保存下来的绝大部分文字史料都是描述性质的；第二，在科学发展的这一阶段的社会生活的许多现象，或者根本就没有进行过计量，或者这种计量只不过是一种极粗略的估算，有的甚至是假设。

借助于描述法可以分析出历史现象和过程的许多本质的特征，揭示出它们质量上的特殊性和有因果的制约关系，表明它们所表现的典型和独特的形式等。

但描述法也有不足之处。

第一，描述法不大适用于对所研究的客体作总结性的评述，因此在对大量的现象和过程进行研究时，要不就会导致就事论事，将注意力只集中在个别客体上，要不就会出现堆砌事实和舍本求末的现象，极其繁琐地描述尽可能多的现象和过程。在前一种情况下，可能使考察和结论失去根据；而在后一种情况下，就会将主要的和次要的、实质性的和非实质性的、典型的和偶然的事件混淆起来。

第二，描述分析法虽然能确定所研究客体的某些特征和性质，但却不能表示它们的量。例如，史学家根据某些描述性资料研究俄国资本主义时期农民分化的过程，可以了解到在农民中存在按其经济状况和社会面貌有本质差异的各个类组（农村半无产者和无产者，中农，小资本主义分子），但是，依据这些指标，却无法确定这些类组的人数和比重。

第三，描述分析法虽然可以揭示某些现象相互间的联系或者某些客体的特征和性质，但却不能测定一些因素对另一些因素影响的效力。还以农民为例，描述性资料可以指明，和较小的农户相比较，较大的农户有较大的收入。但这样的资料却不足以说明农户的收入随其劳动、土地或者其它资金情况而变化的程度。

鉴于上述原因，描述法在需要评述某些客体、现象和过程的规模、比重和发展水平，及其相似和差异的程度、相互关系和相互影响的密切与力量，或者它们的特征和性质时，必定使研究者得出“多一点——少一点”、“强——弱”、“实质和非实质”等这类不准确的、似是而非的结论。总之，描述法不能揭示出相应质量的数量程度。

在历史研究中，现在愈来愈广泛地使用计量方

法，其客观基础是需要确定社会生活现象和过程的数量关系。只有在得以确定相应质量的数量程度时，研究工作才能达到最大的深度。

计量分析的实质并不在于研究者可以利用一定的数量的、数字的指数。在描述分析法中也可以利用某些数量指数。计量分析——这是显示和建立以数字来评述所研究的客体、现象和过程（它们经过一定的数学加工，为揭示相应质量的数量程度建立了基础）的系统。

计量分析法可以确定客体和现象的研究特征和性质的绝对和相对程度，并揭示它们出现的程度和强度。

从理论上讲，计量方法可以在研究客观实际的（包括历史的）任何现象和过程中加以使用，因为任何一种质量都具有某种数量。然而实际上，只是在可以获得从数量上描述所研究现象的资料时，才能使用这种方法。计量这些现象的可能性本身是由它们的本性和科学技术发展的水平所决定的，并且会随着科学技术的进步而不断扩大。

计量分析和描述分析一样也有其使用范围，在这些范围中没有这种方法干脆就不能进行研究，或者只有利用这种方法才可以取得最大的效果。属于这种范围的是各种经济的、人口学的、社会的、政治

的、文化的和其它具有自身所固有的结构（包括具有多样性质客体的一些大容量集合）的系统。这些系统处于经常的变化和运动之中。

但是，大数量的现象和过程乃是需要使用计量方法来进行研究的社会生活的表现范畴。而这种方法在研究许多个别现象时也可能是有效果的。只有当这些现象被系统地加以研究，即被看成是具有相应的相互关系的各个个体的某种集合时，才能取得这样的效果。社会生活中为数众多的个别现象都具有这样的系统性质。

因此，在历史研究中使用计量方法的实际可能性是非常广泛的，而使用这种方法所揭示的对历史现象和过程深入分析的前景也是极为有意义的。

当然，对历史现象和过程进行分析的计量方法也有其不足之处。其主要一点就是，在计量分析时，数字的平均化和研究客体个别特点与性质的抽象化会削弱史料的分量，并可能使论述过分抽象化。

计量方法较之描述方法在使用和理解上需要花费更大的气力，也更复杂。这就要求研究人员作出更多的努力。

总之，研究历史现象和过程的描述法和计量法都是进行历史研究的完全合理和同样需要的方法。

每一种方法都有其使用范围，在这一范围中必须使用这一方法，或者只有使用这一方法才能取得最大的效果。描述法的长处是具体和形象，计量法的特点则是深入和准确。所以，将某种方法绝对化，并使它们对立起来的做法是不合理的。在科学研究的实践中，只有将这两种方法配合使用时才能取得最大的成果。不错，现在的实际状况是，描述法已为所有的史学家所掌握，而能使用计量法的却只是他们中的一部分人。因此，现在的任务就是要使所有的史学家都能掌握历史研究的基本方法——描述分析法和计量分析法。

R

第二章
历史现象的计量

1. 计量的一般原则和方法

在分析客观世界的现象时，使用计量方法就要求对这些现象进行数字的描述，即要对它们进行计量。

广义的计量——这是确定各客体间关系的一种方法。这一方法的实质就是，有关所研究客体的信息是通过系统的数量的、数字的评述来表示的。

社会现象的本质，即质量的明确性表现在它们以相应的特征所表示的性质或者特点上。按其表达形式，特征可分为数量特征和质量特征（即属性特征）。数量特征表示某些性质的程度，而属性特征只表示这些性质的存在及其比较强度。例如，人的年龄，这是数量特征，它指明性质的程度，而性别——属性特征，则只是描述性地记录性质的本性。

属性特征又分为简单的和复杂的。简单属性特征表示客体的单方面性质，如性别、民族、家庭情况等。复杂属性特征评述客体和现象的多方面的、整体的性质。复杂属性特征通常是作整体评价，所以也叫评价特征。如学生的学业成绩、某种产品的质量、工人或者农民阶级斗争的强度和效率等。

由于所研究客体的特征按其性质各不相同，因此计量的目的也是不一样的，有各种各样的计量原则和方法。计量的某些原则的集合组成了计量等级。计量等级——这就是赋予所研究的特征以数的意义的规则。

在现代科学中，所使用的全部计量原则和方法可归结为四个计量等级。

名称（标明）等级。在这种情况下，计量就是按照某些特征将客体进行分类。这是对客体进行数字描述的一种最简单形式。此时数字只是用来确定客体属于某一类。例如，可以将某个居民点的居民分成男人和女人，并用“1”和“2”来表示男女。可见在名称等级中数字起的是符号的作用。按照名称等级进行计量的实质就是，客体被描述成同类相同，而各类间则有差异。

序列等级。这种计量的原则就是按照某种特征将客体排列次序。按序列等级进行的计量表示客体

按其所表现的某种性质的强度所占的位置，即是按照“多一些——少一些”的原则将它们排列次序，但不指出多多少或者少多少。所以各个客体之间的组距是不清楚的。

组距等级。组距等级有序列等级的全部特性，但又和它不同：能准确地确定所采用的计量单位之间的组距量。所以组距等级虽然也可用来计量性质的强度，但所表明的却是这种强度的差异。

比例等级或关系等级。这是对数量特征进行计算和计量的等级。它可用以确定一个客体的某些特征较之另一客体要大多少倍，即是说能揭示出它们准确的数量关系。

计量是一种复杂的程序，在这一程序中要使用各种不同的等级，要利用和变换各种不同的计量指数。各种不同的计量等级彼此间有一定的依存关系。后一种等级都包括了前面的等级。

在计量程序中，最为重要的因素就是要选择计量单位。计量单位和计量本身一样，都是历史范畴。它们是在长期的经验过程中制定出来，并得到认可的。随着计量和准确计量需要的增长，计量单位系统也在不断扩大和逐步完善，并不断出现新的计量单位。

在自然科学中形成了一整套最广泛和最稳定的

计量标准单位系统（米、公斤、秒等）。其中一些单位也可用来计量社会现象。但是，总体来讲，社会生活的现象是比较复杂的，只用自然科学中使用的计量单位来计量社会现象有极大的局限性。因而为了对社会现象进行计量，所使用的单位是各种各样的。计量单位依据所研究现象和过程的属性（这种属性表现为相应的特征）来进行选择，并且取决于所提出的课题（即计量的目的）及其合理性。

数量特征的计量单位。在对数量特征进行计量时，广泛使用各种各样的实物单位和米制单位——车厢或者飞机（节、架）、牲口（头）和居民（人）等，以及吨、米等。实物单位和米制单位除了用以计量表示社会发展的实物资源外，还广泛用来评述居民、劳动资源和人口统计学的其它现象。为了进行比较，可以使用价格单位。价格单位广泛用于计量众多的社会生活现象（主要是生产技术和社会经济现象）和用以对极不相同的社会现象进行比较和总结。

使用计量的价格（货币）单位是相当复杂的。其主要一点是，价格的确定在某种程度上总是近似计算，甚至是主观估计，而价格本身又是变动很大的。所以，在使用价格单位时，必须要考虑价格资料的准确和在价格关系上的可比性。

质量特征的计量。评述社会生活的客体、现象和过程的质量（属性）特征的范围，较之数量特征要更为广泛。这些特征主要是借助于名称和序列等级来计量。计量属性特征的最简单方法，是通过计算来确定在相应的同类客体中具有某种性质的客体的数量。

计量社会现象的一个最迫切问题，就是要定出计量复杂的属性特征（评价特征）的数量单位。不久前出现的应用数学学科——定性计量学就是从事对计量复杂的属性特征的一般原则和方法的研究的。

2. 历史现象的计量

由于计量数量和质量特征的可能性和方法各不相同，所以我们在研究计量历史现象的方法时要考虑这些差别。

数量特征的计量。史料中所记录的数量特征通常都以某种计量单位（实物的或者米制的）来表示。研究者可以把它们转换成其它的计量单位。但这里要十分注意的是，在古代、中世纪，甚至在近代，相同的计量单位的规模却是不同的。例如俄

亩，这是苏联以前时期，直到19世纪中期计量土地面积的基本单位，但它却有不同的规模。有等于2,400(80×30)平方俄丈的官方俄亩，也有等于3,200(80×40)平方俄丈的民间俄亩。因此，必须对史料中指明的计量单位的大小进行检查，并且把它们统一成一个大小一致的单位。

在计量历史现象的数量特征时，可以得到两种数量资料的级数。其一是变量级数。这种级数表明组成某个集合的各种客体的某一特征其数量的大小。例如，某个车间或某个企业的每一个工人的年龄或者工资，或者某个国家在某一时候的居民数就是变量级数。其二是时间（或动态）级数。它们是由评述相同客体在不同时期内某一特征的大小的数量指数所组成的。例如，每一个工人按月或者按年的工资，或者城市里许多年中的居民数组成了指数的时间（或动态）级数。正如已经指出过的，任何数量特征都可用四个等级中的任何一个等级来进行计量。但是，最准确和最正常的办法是按照比例等级来对它们进行计量。

统计单位。在计量数量特征时，重要的因素是选择统计单位。例如，帝俄地方统计局所收集的有关资本主义时期俄国农民经济的各种数量指数已载于各种史料中，研究人员可以以农户为单位或按人

口来进行计算。统计单位的选择取决于研究者的任务。如果史学家对不同地区或者不同时期同一地区的农民经济（根据某些特征）大小规模的问题感兴趣，就必须研究按农户计算的指数。而为了对农民经济的发展情况进行比较，就必须取按人口平均计算的指数，因为它们较之按农户计算的指数更为适宜。

如果不能确定哪个单位是必需的，就应该同时使用不同的单位，并在研究过程中弄清楚它们中的哪些单位能最大程度地满足所提出的课题。

指数的取平均值。为了对数量特征进行计量，并取得一系列必需的资料，通常要对数量指数取平均值。在计量历史现象时，对所利用的数据取平均值到什么程度，这也是极为重要的问题。例如，帝俄地方统计局有关农民经济的那些材料可以在各村镇、各乡、各县和各省的规模内来取平均值。显然，取平均值的范围即取平均值的时空界限在很多方面影响着指数的信息量。这里主要的一点是，随着取平均值规模的扩大，这些指数中的一些无关紧要的指数就会愈来愈失去其差异，并愈益抽象。这一方面会使原始信息有所丧失，而另一方面却可以使最典型和最本质的东西得以揭示出来。相反，取平均值的范围过小，就会掩盖住典型的东西，并且

所反映的也仅仅是特殊的东西。所以，取平均值范围的选择应该做到：这一范围既能揭示典型的和本质的东西，又同时能表明特殊的东西。这种选择也是由研究任务，尤其是由所研究现象和过程的时空规模来决定的。比方说，如果是在整个欧俄部分的界限内来研究农民经济的话，那不仅在村镇和乡的范围内，即使是在县的范围内取平均值也是过小的，不可能揭示出基本的特征。在这种情况下，就必须在省的范围内来取平均值。在难以确定所必需的取平均值的范围时，应该在各种范围内来取平均值。

计量数量特征的结果通常列成为表格，或者叫指数矩阵（表1）。

表1 农民经济状况的指数

（某年、某省、某县、某乡）

农户	居民（人）		每户					
			雇工	全部土地	全部播种面积	牲口（头）		
NO	男	女	（男、人）	（俄亩）	（俄亩）	马	母牛	猪
1	3	5	2	10	6	2	1	3
2	4	3	2	12	5	5	2	4
〃	〃	〃	〃	〃	〃	〃	〃	〃
〃	〃	〃	〃	〃	〃	〃	〃	〃

上表横行所列为同一客体（在这里为农户）的不同特征的意义，竖格为不同客体的相同特征的意

义。这样的矩阵可以包括任何数量的客体和评述它们的特征。它对以后用数学方法加工数量资料是很方便的。

空白的填补。资料是否齐全是计量以某组特征来评述客体集合的极为重要的因素。所以，就出现了要对这些资料加以补充的问题。补充数量资料的空白有各种方法。根据这些方法又有相应的计算。补充指数空白的最简单方法是用在所研究的客体的整个集合中该特征的平均值来代替。例如，如果缺少有关某个农户全部土地数量的资料，那么可以采用相等于所有其它农户中每户土地的平均数量的资料。

在更复杂的情况下，广泛使用计算所缺资料的数学方法。但是用计算出的资料来填补空白的任何方法都会降低数量指数的准确性，因为任何一种计算都是近似的。所以，通过计算来填补指数空白的做法，第一只能是有限度的，第二，一定要根据可靠的原始资料。

通过计算来计量质量特征。评述历史客体的大部分特征都是质量（属性）特征。计量质量特征的最简单方法是计算，即确定具有这种性质的客体在这些客体整个集合中的数量。例如，可以计算某个车间、企业、工业部门和城市里工人中的男人和女

人（有家的和单身的，有职业的和没有职业的）、有某种职业的、有某种教育程度的工人数等。

与计量数量特征不同，质量特征的数的意义不是属于每一个客体（客体可以具有或者不具有某种性质），而是属于它们的集合。而数量指数本身不是计量的，即是说它不表示性质的量，而只是表示具有这一性质的客体的总体和部分。

计算也是计量复杂的质量特征（包括评价特征）的有效手段。例如，可以将某个企业的工人分成有职业的和没有职业的。这是复杂的质量特征，各类工人的这些复杂质量特征其强度也是不一样的，因为，无论是“职业”的程度，还是“非职业”的程度都不尽相同。但是，在解决许多研究课题时，这些性质程度上的差异可以忽略不计。而在需要更为详细的信息情况下，应该尽力将这些质量特征分成更为简单的组成部分。例如，在没有职业的工人中，可以分出没有在工业企业工作的某种经验的人和没有经验的人，而在有职业的工人中，可以分出受过职业教育和掌握工作专业的人。

在研究历史发展的大数量现象和过程时，没有这种计算就不能解决问题，因为只有这种计算可以给出有关这些现象和过程的某些性质的数量指数系统，而不是各个单独的例子。例如，在研究某个国

家或某一时期中的农民或者工人运动时，借助于计算可以确定出行动的总数，然后能显示出由于某些原因所引起的，具有某种斗争形式的，追求某种目的和有某些人员参加的等行动的数量和组成部分。即是说，可以获得有关农民和工人运动各个重要方面的系统信息。借助于计算也可广泛用来统计各种同类反复出现的历史发展的简单和复杂的事件和现象（歉收、病疫流行、兽疫、火灾、战争、国内外政策的某些措施等），这就可以揭示出它们的时空强度，从而促进历史发展的进程。

在研究记录于描述性史料中的社会生活的个别复杂现象时，借助于计算来计量质量特征也可得出有效的结果。为了在研究某一个别事件或者现象时能够使用计算的方法，就必须把它作为一个具有固定的结构，即具有可以成为计算对象的组成部分和它们间相互联系的一定系统来加以研究。这种计量的困难在于要揭示出所研究的事件和现象的组成部分。为了克服这些困难，必须事先进行仔细的分析和深入研究使相应现象的内容形式化。

因此，借助于对某些历史客体、事件和现象本身的计算（或者根据它们所具有的某些性质，或者根据对它们内部结构的原始成分的统计），来对质量特征进行的计量，可以广泛使用于历史研究之

中。计算的结果可以成为揭示所研究客体、现象和过程实质的信息基础。

内含分析法。在研究社会现象的质量特征时，使用计量和计量分析法的可能性和必要性导致了要制定出一种对这些现象进行定型和计量的专门方法。这种方法称为内含分析法。这种方法在研究简单的和复杂的质量特征时使用，并且在加工容量大，内容复杂或者综合描述性史料（出版物、各种记述和笔记、各类调查资料等）时更为有效。内含分析法的实质在于，根据研究课题和对所利用的描述性史料的可能性的考虑，选出评述客体和现象性质的质量特征的一定系统，即制定出为加工调查表形式的史料所需的固定卡片。然后，对具有这些特征和处于某种配合之中的客体或者它们的组成部分进行计算。在必要时（例如在用电子计算机加工时），这些特征可以被译出来，即可以得到数字代表符号。结果，关于所研究现象的描述性信息将会定型，并表现为一系列数字关系，这些数字可以列入各类表格，以便进一步加工。例如，通过计算对评述某些客体集合的质量特征进行计量时，表格可以是下列最简单的形式（表2）。

对复杂质量特征进行专家评定的问题。计量过去和现在的社会现象其最复杂的问题之一，是和对

表2 某年某厂工人的组成

No	性别		教育程度			家庭情况	
	男	女	不完全中等教育	中等教育	大学未毕业	已婚	未婚
符号	11	12	21	22	23	61	62
1	11			22			62
2		12	21		23	61	
3	11					61	
总计							

这些客体和现象所固有，并以复杂的质量特征来表示的性质强度的评价联系在一起的。这是因为，史学家在研究这类特征时总是避开对强度作出数量上的评价，只对其作描述性评述。例如，人们在研究工人阶级斗争的尖锐程度时，通常总是用“积极的”和“消极的”、“尖锐的”和“软弱的”这类词来进行评价。所以就有必要来计量以复杂质量特征所表示的性质的强度。不仅对于深入研究社会生活现象，而且对于从事实际活动都需要这样的计量。于是就出现了计量社会生活的客体和现象的某些性质强度的方法，叫专家评定法。这一方法的实质是，首先在对内容进行分析的基础上，将相应的性质强度分成一定的质量等级。然后，赋予这种等级的每一级以数字的意义，各个分级应该反映出性质强度上的差异。因为性质强度的等级和对它的

数量分级的评定是由鉴定人，即该领域的专家来进行的，所以这种对复杂性质特征的计量方法称之为专家评定法。

在对社会生活现象进行科学研究时，专家评定法在具体社会学研究领域中用得最为广泛。在历史研究中，计量复杂质量特征的专家评定法暂时还使用得不广。然而，随着这一方法的不断推广，将大大地深化对历史现象和过程的分析。例如，很明显，在研究工人运动时，如果除了对罢工的次数、持续时间和参加者的人数进行统计外，还能计量工人斗争的一般强度的话，工人运动的性质和意义就会被揭示得更加充分和深入。下述方法是专家评定法的一种。可以依据一般强度，将工人的行动分成一系列类别。例如，可以将行动分为：1——很弱，2——弱，3——中等偏下，4——中等，5——中等偏上，6——强，7——很强。这是质量等级，也正是评价的序列等级。对于工人运动领域的专家来说，将工人运动按这一等级进行分类排列通常是不会感到困难的。

第三章
对历史现象进行计量分析的方法论的基本问题

历史现象和过程的计量分析只有在其各个环节上都以彻底的科学理论和历史认识方法论为依据时，才能给出有效的结果。历史唯物主义和辩证法就是这样的理论和方法论。此外，还存在一系列计量分析所固有的具体方法论原则。

1. 研究任务的确定

在使用任何方法，其中包括计量方法来正确地规定研究任务时，首先要求全面对待所研究的社会生活的客体、现象和过程，要对它们的多样性、内部的复杂性、相互间的联系和制约，以及发展情况进行研究。

例如，历史认识的主观主义方法论是以所谓事

实丰富的描述性资产阶级历史编纂学为基础的。这一方法论的代表人物把历史认识的客体只局限于去研究个别的和不再重演的历史事件。在他们看来，这些现象似乎详尽无遗地揭示了社会生活的基本内容。显然，如果对历史认识客体取这样的态度，那历史科学的具体任务就只能去再现、描述这些事件，并主观地去阐述它们的实质。

非马克思主义方法论中还有另外一种流派——结构主义。这一流派的拥护者们力图克服对历史认识的客体和研究任务的确定持主观主义态度的局限性，认为结构，即各种社会体制各组成部分之间的内部结构和相互联系是基本的。他们认为历史科学的主要任务，首先是借助于计量方法来分析这些结构，并构成它们的模式。这种态度在某种程度上克服了主观主义方法论的狭隘性，因为它打开了认识大数量历史现象的道路，承认在历史发展中有一定的规律，即能够提出更为广泛的研究任务，并能更有根据和更深入地去解决它们。但是，历史认识论的结构主义方法论局限了认识的客体和研究课题的确定。因为第一，它也只是把注意力集中在社会生活的一个方面，虽然是很重要的一方面，即集中在研究结构上；第二，它把社会结构看成是实际上和社会无关的、自古就有的和独立存在的、内部没有

变化的和紊乱的社会体制。

马克思主义认为有可能，并且要求全面对待历史认识的客体和研究社会生活现象的全部复杂性。这种方法的优点是十分明显的。实际上，在客观的历史实际中，事件、结构和发展是紧密联系在一起的。任何历史事件，一方面具有自身独特的和不可重复的特点，另一方面也有和某种结构与发展紧密联系的共同的和有规律性的东西。正如任何一种社会制度和它所固有的结构都处在不断的运动和发展之中，所有的结构本身尽管存在多样性，但都是一种井然有序的等级制度。在这种制度中存在从基础到上层建筑的从属关系。最后，发展不是事件的简单连续和一些结构对另一些结构的机械更迭，而是有其内部规律的运动过程。这就是说，在确定具体的研究课题时，一方面必须考虑所研究的过程或者现象在它们的集合中的地位，另一方面在研究集合时也不应忘记它的各个组成部分。

忽视上述方法论原则就会导致在研究课题的确定，并进而在所取得的结果上出现局限性、偏差和错误。因此，客观而又有充分根据地确定研究课题是顺利使用任何方法来解决问题的必需条件。

可以使用计量方法来解决历史科学研究课题的范围是极为广泛的。这种方法在研究人口统计学

的、经济的、社会的、政治的和文化的发展的各类大数量现象和过程中最有必要和最有效果。一般说来，只有在使用计量方法的基础上，才能对事物活动的许多方面的规律、特点加以揭示和解释。

2. 数量资料的代表性

在研究课题确定后，就要去研究那些用来解决这一课题的史料的内容。这些史料可能是数量的，也可能是描述性的。数量特征在必要时要折成一个与所确定课题相适应的统一系统。在这种情况下，可以把指数化成其它的计量单位，按照另外的统计单位进行重算等。质量特征也要根据所要解决的任务进行计量。但在对数量资料进行加工和分析之前，应当确定：第一，这些资料的置信度和准确度；第二，这些资料对于解决所确定的课题有多大的代表性，即它们在多大程度上能从质量上和数量上来正确地揭示所研究现象和过程的实质。

资料的置信度表现在计量相应特征的准确度上。这种准确度在从极为近似的数量评价到指数完全符合于所评述现象的实际大小的幅度内发生变化。计量所取得的数值和特征的真实数值之间的差

数称为计量错误或误差。计量错误可能是质量的，也可能是数量的。

出现质量和数量错误的原因是多种多样的。可以把这些原因分为两种类型。第一，由于据以进行计量的理论和方法论前提的站不住脚或者局限性而出现的错误；第二，计量本身的不准确性所造成的错误。

计量本身的不准确性可能是由于在对特征的数值进行登记和计算时的错误所引起的。登记错误有系统错误和随机错误。系统错误是由于出现了通常可以确定的某些原因的结果。系统错误又有故意的和非故意的。前者通常是单向的（工厂主系统地降低利润和提高支出、地主减少封建地租的数额等）。非故意系统错误常和去掉尾数（例如年龄）、根据记忆难以恢复准确的资料（例如收支调查中的支出）等原因有联系。

引起随机错误的原因很多（登记人员的疏忽或者马虎、计量仪器出了毛病和计量方法不完善等）。随机错误具有多向性（在某些情况下指数过高，在另一些情况下过低）。

计算错误则是由于利用不准确的原始数据进行多次计算、利用近似法和反复去掉尾数等情况而出现的。

为了确定记录在史料中的数据在质量上和数量上的准确性，必须判明：谁（什么样的机构或者什么人）和带着什么样的目的收集这些资料的，按照什么样的提纲收集的，如何收集的，资料是从哪里（或者从谁那里）得来的，谁直接去收集的，原始材料是如何加工和总结的，在收集和加工的过程中又是如何对资料进行系统检查的，等等。

在谈到包含在史料中的数量指数的置信度时，应该注意到，愈是接近现代，这些指数的置信度也愈大。在利用具有不同置信度的指数，并用数学方法对它们进行加工和分析时，史学家应特别慎重地对待置信度有怀疑的资料。为了对资料的不足之处有明确的概念，应当找到克服它们的途径。

同时，应当指出，许多数量指数（特别是那些评述历史发展的质量现象和过程的指数）本身具有一个重要的特点。这就是说，计量中的误差主要是在确定特征的绝对大小的数值时出现的。但是，这方面不准确的数量指数可以成为获得极为准确的相对比较指数的基础。这是因为，在相同的计量条件和方法的情况下，计量的不准确程度将是大致相同的，因而相对指数也就有了高度的准确性。

* * *

数量资料的质量、内含方面的代表性取决于，据以研究历史发展的相应现象和过程的指数在多大程度上反映出说明这些现象和过程的特点和性质。所以，研究者对这些指数的选择具有重要的意义。

在史料含有大量的指数时，指数的选择特别复杂。有不少史料，尤其是近现代史的史料，不是含有数十，而是含有数百，甚至数千个指数。应当考虑到，所利用指数的数量本身并不决定研究的成就。此外，人为地扩大它们的数量会使课题的解决复杂化，甚至会淹没其中主要的东西。所以，在对含有大量指数的史料进行研究时，在抽样的客体集合范围内对资料要事先进行试点加工，这对揭示出其中最重要的指数是极为有效的。

尽管从数量指数的集合中分析出最重要的指数这种做法很有效果，但也不可避免地会丧失有关所研究客体的部分信息。然而，有许多这样的历史现象，在对它们进行研究时，考虑尽可能多地说明它们的特征是十分重要的。为了做到这一点，同时又能引用一定数量的特征，有各种数学方法，这些方法在保存原始信息的同时，能将信息"压缩"，并转换成较少数量的最共同的、按其性质不可分的指数。

在选择指数时，重要的是不仅要避免将那些对研究课题的解决不会提供或很少提供有用信息的指

数包括在其中，而且要保证所必需的最低限度的特征，没有这种最低限度的特征，就不能正确揭示所研究现象和过程的实质。反之，可能会得出没有根据的和错误的结论。

因此，在使用计量方法时，保证数量指数的内含代表性是必需的方法论要求。如果史料不能保证这种代表性，就应当修正研究课题或者放弃解决这一课题的努力，不管这种努力是多么具有吸引力。

* * *

使用计量方法时所利用的指数不仅要有质量、内含的代表性，而且在数量关系上也应有代表性。利用这些指数，就足以取得说明所研究现象和过程的可靠的，即有必需的准确性的特征数值。在研究人员拥有说明所有的研究客体的资料，并对它们进行严密加工的情况下，不会出现指数的数量代表性问题。只是在不得不根据只包括部分客体，即根据抽样资料来判断全部所研究客体的特性时，才会出现这样的问题。此时，史学家可能和两种类型的抽样指数或者两种抽样方法打交道。

第一，一种本义上的抽样方法，其内容是：在掌握能对所研究总和（统计学上称为集合）的所有客体作出说明的材料的情况下，研究是根据数据抽

样来进行的。这种抽样由研究者组织。很清楚，根据抽样材料作出的一般结论，只有抽样在数量上有代表性，即是能正确反映研究客体在集合中的特征数值时，才可能是正确的。随机抽样就具有这样的性质，在进行这种抽样时，集合中的每一客体都有相等的机会被抽样。

借助于这些方法可以取得所研究特征的数值，这些数值具有研究者所指定的任何准确性（即计算中的误差）和置信度（即取得正确结果的概率）。所以，有时出现的有关对数量指数进行全面加工的方法较之对其进行抽样分析更具优点的争论，以及有关在历史研究中使用抽样方法是否合理的争论，都是没有根据的。对数量资料是全面加工还是抽样分析的问题，要根据实际需要或者是否符合目的性来决定。在研究史料中所记录的大数量现象和过程时，借助抽样法可以取得对说明客体集合具有代表性的数量资料，并且可以免于把大量的时间和资金花在对资料的全面加工上。

史学家不得不在局部的，并且完全是七拼八凑的数量资料的基础上来研究某些现象和过程时，就要和另一种类型的抽样资料打交道。这样的方法称为自然抽样。

很明显，数量资料的自然抽样完全可能是随机

的，即有代表性的。但它们也有可能不是这样的。所以，始终需要确定，自然抽样在多大程度上是随机的，因而在说明相应的客体集合方面又具有多大的代表性。

在对自然抽样的随机性进行检查时，确定这种抽样的数据在多大程度上在空间和时间上均衡地包括所研究的客体集合，具有很重要的意义。这可以帮助确定被自然抽样所评述的客体集合的界限。

很明显，对数量指数自然抽样代表性进行检查的上述方法，以及与其相类似的历史内含法都是近似计算法。但是，将对自然抽样中特征值的变量随机性进行评价的数学方法和根据客体集合中特征的平均值来进行评价的可能的准确度和置信度结合起来，就可以解决关于自然抽样的代表性问题。

因此，随机自然抽样即使范围不大，也可以成为研究大规模客体集合的基础。鉴于历史发展的很多现象和过程都只能根据自然抽样的数据来研究，就必须进一步深入研究检查这些抽样的具有代表性的数量资料的历史和数学方法。

3. 使用计量方法和历史现象与过程模拟的方法论的几个问题

历史研究中使用计量方法的一个决定性步骤是对研究者用以解决所提出课题的数量指数进行数学的统计加工与分析。这就是说要使用某种数学方法（数学函数、方程、不等式、相关法、多维计量分析法、典型判断法等），并且要去解决一系列方法论的问题。

使用数学方法的基本原则。在任何（包括历史）研究中使用数学方法的基本目的，是借助这些方法对原始的数量指数进行加工和分析，以取得没有直接表述在这些原始资料中的信息。对这种信息进行历史内含的分析将扩大和加深对这些现象和过程的了解。因此，从认识论的观点来看，使用加工和分析数量资料的数学方法只有在下述情况下才是有效的：它确实能提供新的信息，并能加深了解，而不是把已经了解的信息简单地表现成另一种，即数学的形式。

为了判断可能使用的数学方法中哪些方法在解决某一课题时最可接受，史学家应该弄清楚这些方

法逻辑上的实质。将这种实质和现象本身的逻辑进行对比——这是解决有关所使用的数学方法的相符率，因而也是效率问题的基本途径。为了从内容实质上来正确解释数学分析的结果，也必须去理解数学方法的实质。

实际来完成这一程序是从理论上抽象的确定内含的实质和解决所提出的研究课题的途径开始的。这就是说，要提出对所研究的现象的实质加以解释的一种概念或者概念的集合。这种解释具有假设的，即抽象理论的性质。其后，据此就可以得出应该用以加工和分析数量资料的数学方法。

比方说，史学家要研究俄国资本主义时期某个地区农民中的租赁关系。租赁按其性质可能是企业性的，即旨在生产供出售的多余产品，也可能是出于租赁土地来生产不足产品的需要，史学家据此可以提出多半是出于需要而租赁的假设。可以通过揭示农民所拥有的自己的土地和承租土地之间的比例关系的途径，来检查这种假设的正确程度。从内容逻辑上看，在多半是出于需要而租赁的情况下，应该在自己的和承租的土地拥有量之间有一种逆相关关系，即农民的自有土地愈少，他们所拥有的承租土地就愈多。为了解决这一问题，可以使用相关分析这样的揭示相互关系的数学方法。如果相关分析

的线性系数证实，在各特征之间存在逆相关关系，那么假设即得到证实。而如果是正相关关系，这种假设就应该被推翻，并承认与此相反的假设是正确的，即多半是企业性质的租赁。

这些就是检查使用数学方法来反映现象实质的相符率的一般原则和途径。

使用数学方法相符地反映现象的实质——这是对数量资料顺利进行数学加工和分析的极为重要的，但不是唯一的条件。顺利与否取决于使用数学方法是否正确。从严格的意义来讲，这种正确程度是相符率的组成部分。问题在于，数学方法是有其使用范围的，只有在这个范围里它们才可以给出最可靠的和最准确的结果。这一范围是由使用相应方法的条件所决定的。恪守这些条件就意味着使用方法的正确。例如，数学统计的许多方法都要求数量特征的数值有所谓的正态分布，这种分布是随机大数量现象所固有的。然而，在社会生活中，也象在自然现象中一样，大数律只在某些情况下才表现出来。这时，数值上的差异就是随机的。例如，如果某个城市中某一行业的手工业者，在具有一样的工艺条件和相同的生产条件下，生产产品的费用却不相同，那么，这些差异就将受到各类随机因素的制约，并且其分布也应是正态的。总之，社会生活中

的大数律按其实质是规律性和随机性辩证统一的表现。

自然，并不是社会生活的所有质量现象都是这种正态分布。评述这些现象的特征的数值还有其它分布形式。当某种数学统计方法用来计算某种分布，而研究是根据抽样资料来进行的情况下，就必须检查特征数值分布的性质。

除了上述分布，许多数学统计方法都是以某种形式的函数关系为基础的。所以，很重要的一点是，要弄清楚何种形式的函数关系能最好地描述实际存在的关系。同时，应当指出，如果在分析抽样资料时，要求弄清分类的性质，那么选择适当的函数就总是必需的。反之，使用数学方法的结果就可能是错误的。例如，在根据俄国1917年的农业统计调查资料来分析地主经济的内部结构时，除了其它相关关系外，还应揭示地主庄园所拥有的提供产品的牲畜与地主土地总数中耕地数之间的依赖关系。

在历史研究中使用计量方法的最后步骤是对结果进行解释，作出总结。这时，成果的大小取决于从质量、实质内容方面进行历史分析的水平和深度，以及将数据转换成富于内容的历史水平的深度和具体程度。同时，还必须弄清楚，经过分析，对哪些提出的问题已经有了答案，哪些还没有答案。

这里，绝不能抱有幻想，认为数学分析的精确似乎使这种方法在什么情况下都适用，并能保证解决所有的问题。数学方法也象其它的方法一样，也可能对所研究现象和过程的整个实质和全部“行为”作不出解释。这种方法既可能证实在转而使用数学方法时所提出的有关实质内容的假设，但也可能推翻它。比方如，提出了一种假设，认为工人的罢工运动是因为生活费用的提高所引起的。如果这时对各有关特征相关关系的分析表明，这种相关关系较少或者根本就不存在，这就证明，罢工运动受生活费用上涨所决定的程度较小，或者完全与此无关。因而，原来的假设就要被推翻，而工人进行斗争的原因还是没有弄清楚。类似情况的分析结果所表明的只是，应该在更广阔的基础上重新开始分析，因为工人们的斗争可能是由于其它原因引起的。

历史现象和过程模拟的方法论问题。使用数学方法加工和分析评述历史现象和过程的数量资料，就是要建立这些资料的数量形式的、数学的模型。模型的建立是和解决一系列方法论问题相联系的。

模拟的实质和目的。大家知道，将社会生活的某些现象和过程进行数学模拟的做法由来已久。这在人口统计学和经济史的某些领域中获得了最为广泛的使用。但是只是在现代，它才真正成为研究社

会发展的广为使用的一种方法。

任何一种科学模型都是所研究的客观世界其现象和过程的基本实质的抽象表示。相似论是模拟的基础，而模型则是这些现象和过程的近似现象。

很显然，没有质量模型是不可能建立任何数量模型的。所以，任何一种科学模拟都由两个阶段所组成——实质内容阶段和数量形式阶段。由此看来，模拟包括建立质量模型和数量模型。

内含实质模型是对有关模拟客体的具体科学概念进行理论分析的结果，并且以总结的形式来表示所研究现象和过程发展的基本特征、规律性和特点，及其理论上所允许的状态。它是建立数量形式模型和对数学模型建立的结果作出富有内容的解释的基础。

数量形式模拟是借助于某些数学方法以固定形式来表示内容实质模型。用具体的数量资料来填充这一模型，并对它们进行数学加工和分析，就可以给出有关所研究现象和过程的新信息。对这种信息作出实质内容方面的阐述就可以揭示出这些现象的实质。

在社会学家的研究实践中，数量形式，即数学模型可以：第一，用于分析社会发展的某些现象和过程，揭示用较为简单的方法不能揭示的方面、规

律性和特点。在这种情况下，模型反映社会生活现象和过程的真实的，在现实中实际存在的特点和性质，并作为这些现象和过程的计量标准，即模拟客体的某些性质和状态的数量大小的指数。这样的模型称为反映计量模型。

第二，数学模型可用于预测某些体制进一步发展的过程或者在某些方面可以发挥的最佳效用。为此，模型不仅应该提出反映模拟客体基本性质的信息，还应该模拟其发展情况，即仿造出它以后的发展情况。在这方面，模拟是进行社会预测、计划，对各种生产的、社会的、管理的和其它方面的体制发展进行最佳选择的强有力手段。通过模拟可以确定（从所面临的任务来看）某些体制发展和发挥作用的最佳方案。

和反映计量模型不同，这类模型可称为仿造预测模型。为了解决预测的任务，也可以利用许多反映计量的模型。但总的来讲，这是两类不相同的模型。对计量模型的基本要求是，它们要与事实相符地反映被模拟客体实际存在的某些状态。而仿造模型应该考虑到可能变化的性质，并能模拟这些变化。为此，必须选择能有模拟条件的数学手段。

社会体制的发挥作用和发展是由多种因素（它们作用的强度不断发生变化）和相互联系的性质所

决定的，要使模拟的模型充分适应可能的变化是很复杂的。所以，尽管有大量吸引人的信息，有各种各样的用于建立预测模型的数学方法，以及由于使用电子计算机而有的进行模拟的广泛可能性，但仍远不是所作出的预测都能被证实是正确的，特别是当它们涉及社会发展的复杂现象和过程时，尤其如此。例如，在众多的预测七十年代资本主义国家经济发展的模型中，没有一个模型预言到了1974—1975年的经济危机。现有的预测模型只在平稳发展的现象和过程时，才能取得好的结果。

历史现象和过程的反映计量模拟。在历史模拟中，马克思主义史学家的努力首先应该放在建立各种现象和过程的反映计量模型方面。这是因为，历史科学所要解决的主要任务就是揭示历史发展实际进程的实质、内部的制约关系、运动的力量、规律性和特点。

可以列出几种建立内含计量历史模型的处理方法。

一种处理方法和下述现象和过程的模拟有联系，这些现象和过程的极限状态在理论上有明确规定，即内含实质模型指示出区别这些现象和过程的各种质量状态的标准。在这种情况下，用数学方法加工数量资料的指数，就将说明该现象或过程的发

展阶段。例如，在对价值规律的作用进行总的评述时，市场价格的变化应保持密切的平衡关系。用数学方法研究某个市场上价格间的相互关系，根据其密切程度的指数，就可以判断出价格规律起作用的普遍性程度。

建立历史现象的反映计量模型的另一方法是，在标准模型基础上揭示这些现象的质量实质及其数学表示。为此，应从所研究的客体集合中进行抽样，抽样包括在本质上有明显不同的性质的客体。它们的数量形式模型就将是标准模型。然后在整个集合的范围内，对资料进行数学加工，将这种加工的指数和标准模型进行对比，就能显示出占主导地位的趋势。

模拟的这种方式在研究下述复杂的现象和过程时，可能最有效果：在对这些现象和过程的内部实质进行理论上的内容模拟时，很难区分出能说明其质量不同的状态。例如，根据数量特征来研究工人阶级的社会结构，并提出说明其最重要的共同特点的课题。这些特点是由工人各个阶层所固有的面貌所形成的。他们中的干部工人和年青一代是完全相异的。他们的社会面貌特点也各不相同。但这些差异很难用准确的和明显的内含标准来加以表示。根据同样的原因，也很难建立有关工人们共同的社会

面貌的内含实质模型。建立起干部工人和年青一代的社会面貌模型，就可以揭示完全相反的阶层的面貌的基本特点。这些模型在评价工人阶级总面貌的实质时就是标准模型。自然，要实际实现这种模拟方法需要有能建立标准模型的资料。

还有一种模拟历史现象和过程的方法，这就是建立经验比较反映计量模型。其内容是把所研究的客体集合分成一系列同类型的组，并模拟它们的结构。在不可能建立所研究客体的集合和集合中各组客体的明确的内含实质模型，或者这种建立有困难时，这样的方法将会是适宜的。例如，研究农民中经济富裕程度不同的各组的内部结构时，就很难从理论上确定，可以用什么样的具体特点来说明各个不同组的这种结构。比方说，如果指的是农户拥有各种生产资料（土地、劳动力、牵引畜和产品畜、农具等等）的平衡和彼此间的相互关系的话，那可以假设，这种平衡是从最贫困组向富裕组增强的。但是，也可能不是这样的状态。这就是说，只有建立各组之中农户的内部结构模型，并将它们进行比较，才能揭示这种结构随农民经济富裕程度而变化的趋势。也只有有了这些模型，才能理解农户在总体上的，即包括所有农户组的内部结构。

自然，上述建立反映计量历史模型的方法和途

径并不是全部的，并且无论如何也不能将它们绝对化。它们只是表明建立历史现象和过程的模型是复杂的，每一次都必须具体地、仔细地和创造性地对待这种建立，并且质量的，即内含实质的处理方法在这种建立中起着主要的作用。

为了在历史研究中能顺利使用模拟，就要求深入研究一系列既与内含实质模拟，又与数学形式模拟相联系的问题。其中最重要的是建立质量模型的原则，检查数学模型的相符率及其适应于模拟客体特点的情况等。同时，除了进一步完善建立结构反映计量模型的方法外，必须特别注意动态模拟，因为社会生活是一个充满不断变化的过程。

对实际的历史现象进行反映计量模拟的方法在现代资产阶级历史编纂学中广泛使用。这和历史认识的结构主义方法论的盛行有关系，这种方法论认为社会结构是基本的客体，而其唯一科学的具体方法就是模拟。在历史现象的形式化和计量，在创建计算机历史信息库，在建立模型的方法和技术方面，结构主义者都取得了不容置疑、值得注意的成果。但是，结构主义方法论的总的局限性在于，它认为社会结构是某些不变的和失去内部动力的结构，否认在其发展（向前运动的过程）中来认识过去的可能性，以及将历史认识中同期原则绝对化

——所有这一切也都在模拟中反映了出来。在这种模拟中，质量的、内含实质的方面被估计不足，并且把数量形式方面的问题提到了第一位。其结果必然是过分的形式化和公式化，存在着模型和模拟客体相脱离的危险。

历史研究中的仿造模拟。除了历史现象和过程的反映计量的实际模型外，在资产阶级史学家的研究中，建立反实际的、仿造的（或象人们所称呼为伪造的）模型的广泛使用引人注目。

类似模型的实质是，史学家由某种目的出发，来仿造反实际的，即非实际的，在实际中不存在的局面，建立它的模型，并将所取得的结构和历史实际进行比较，得出历史发展是“这样”或者“不是这样”的结论。现举例说明。

美国经济史学家R·福格尔给自己提出的课题是，要弄清楚19世纪下半叶美国的经济发展如果没有铁路的话，可能会进展到什么程度。为此，他仿造了一种反实际的局面——所有的货物运输似乎都是由水运和兽力运输来完成的。福格尔认为，铁路的主要效益是降低运输费用。他广泛使用各种数学方法，通过复杂的计算试图查明没有铁路运输的进展情况如何，并进而确定这种运输所提供的“社会储蓄”有多大。计算表明这种“储蓄”数量不大，

据此他得出这样的结论：铁路对美国经济的发展没有给予多少实质性的影响。因此，史学家在分析历史发展的情况时，对技术上的发明及其完善，不应付予任何方面的重要意义。

而历史的实际却与福格尔的结论相反。福格尔的失误是因为，在历史中，某些过程或现象的发展条件和情况是在这一发展过程本身之中就已“给定了的”，并且是不可替换的。如在19世纪下半叶美国历史的发展中，并不存在“有铁路或者没有铁路”的问题。因而，从认识论的角度来看问题，反实际的仿造模拟只有在历史实际包含有另一种出路的可能性时，即客观存在与现实中实现的发展方式可替换时，才可能有意义。

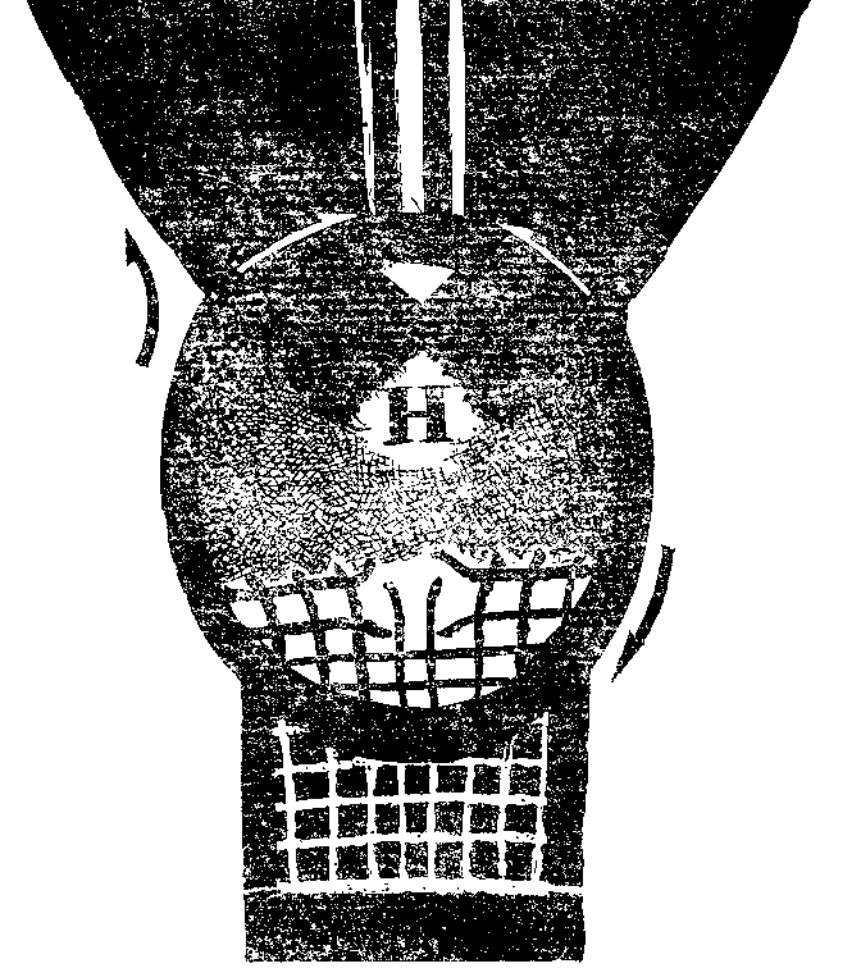
社会生活中的许多现象都有可供选择的性质。因此，在历史实际中存在的对某种实际出路可选择性的具体表示，就是一方面既存在另一种出路的客观可能性，而另一方面又存在为实现这种可能性而进行斗争的社会力量。而这两者在任何可供选择的情况中都是密切相互联系的。因此，很清楚，史学家在研究历史的发展时，不仅可以，而且应该分析“发生过什么”，还要分析“可能会发生什么”，即是说要对已经实行的，但却是不切合实际的办法提供另一种选择。这样的分析可以更深入地说明历

史发展及其实际过程的内在实质。研究历史的可选择性其认识论方面的意义正在于此。

总之，对历史现象和过程反实际的仿造模拟，在科学认识论方面只有当这种模拟是可选择性时，才是合理的。如果它所描述的不是可选择的，而是研究者脱离实际而任意设计的，那这种模拟不仅没有认识的价值，而且会歪曲历史发展的实际进程。因而，仿造模拟又称为可选择性仿造模拟。

第二篇

数学统计分析的基本方法



第四章
变量级数及其评述

1. 变量级数

变量级数的概念。史学家要处理的原始统计资料是未经整理的、没有顺序的数字，它们常常只说明过程或现象的某个方面。要弄清楚这种数集合的意义常常很困难，因此要对资料进行初步加工，才能使已有的资料便于分析。

例1。在调查一年级大学生的年龄时，记录了下列数据：

17 18 18 18 19 18 20 20 19 18 18 21 19 22 23
18 19 19 19 21 21 21 18 18 18 18 22 19 18 20
18 19 18 20 19 21 20 22 18 19 21 19 19 22 23
19 20 21 22 17 19。

调查所取得的一连串数字叫统计集合，而表示应予研究的特征变化的数字叫变量（用x_i来表示，i为变量序号）。变量的各个数值出现了几次叫做次数（用h_i来表示）。如果按照递减或者递增的方

式来整理原始资料集合，我们就得到所谓的按大小顺序的级数（见表1）。

这样得到的级数称为变量级数。将原始资料列成变量级数就可以简化对集合的分析。例如，可以看出，在所调查的组中，常常碰到18—19岁的大学生，而该组中最大和最小年龄（17岁，23岁）的大学生却较少见。此外，变量级数是大多数数学统计方法的基础材料。

在建立变量级数时，要给变量记录的不是出现的次数，而是每一变量在整个集合中所占的比重。这样的比重可以计算成与整个集合相适应的比例关系，称之为频数（用q·来表示）。频数可以用相对数，也可以用百分比来表示（见表1）。

表1 一年级大学生年龄分布表

大学生的年龄（变数X_i）	该年龄的大学生数（次数h_i）	频数（q_i）	
		相对数	%
17	2	0.04	4
18	15	0.30	30
19	14	0.28	28
20	6	0.12	12
21	6	0.12	12
22	5	0.10	10
23	2	0.04	4
总计	50	1.0	100

离散型和间距变量级数。所研究客体的特征的变化可能是离散型的，也可能是间距的。当变量的各个数值相差某个有限数时，这种变差称为特征的离散型变差。上述例子中的特征变差就是离散型变差（变量的各个数值都相差1）。当特征的各个数值相互间相差不管多少的量时，这种变差称为间距变差。按收获量的播种面积分布就是特征的间距变差的例子。

根据变差形式的不同，区分出离散型和间距变量级数。离散特征是建立离散型级数的依据。如果是不间断特征，变量就结合成一定的间距，组成间距级数。

在历史研究的实践中，特征的不间断变差比较少见，然而在历史资料的加工中，间距级数却有很大的意义。这是因为，某些特征，虽然原则上是离散型的，但却有如此大量的数值，以致根据它们所编制的离散型级数实际上是无限的，因而要对其进一步分析就十分困难。在这种情况下，常常去建立间距级数（见表2）。

在间距变量级数中，次数不与特征的某个个别数值，而是与全部间距有关系。在研究过程中常常有必要把间距级数当成离散型级数来研究。在这样的情况下，取这个间距的中点（中间值）作为间距

的特征数值。

建立间距数列的原则。建立间距变量级数的第一步，是选择作为建立这种级数的一定原则。这一原则的选择取决于所研究集合的同类性程度。如果集合是同类的，就可利用相等间距原则来建立级数。这时，同类性问题通过对所研究现象的内容分析来解决。

应该指出，在特征数值骤增，其性质又不清楚时，也可利用相等间距原则。

例2。举一个根据相等间距原则建立间距变量级数的例子（见表2）。

表2 斯摩棱斯克省别尔斯克县
按丈量增拨土地的规模的农奴分布表

丈量增拨的规模，x_1，%	份地得到丈量增拨的农奴数q_i，%
10以下	24.6
11—20	26.7
21—30	19.3
31—40	9.7
41—50	5.8
50以上	14.0
总　计	100.0

如果集合不完全同类，那在编制级数时，利用不相等间距原则，这时要尽量求得间距内各客体质

量上的同类性。例如，在根据居民数来编制城市和镇（城市型）分布的变量级数时，利用相等间距原则，我们不得不组成这样的间距：不足50,000居民，50000至100,000等等，从450,000到500,000和500,000以上。但是，有3,000居民和50,000居民的居民点之间的差别，无疑要比计有450,000和500,000居民的城市间在绝对数量上的这种差别要重要一些。很明显，将这些资料以不相等间距（根据城市和城镇的规模将类似的合并在一起）编成变量级数是合理的（见表3）。

表3 苏联城市和镇（城市型）按居民数（1926年人口调查材料）的分布表

按居民数的城市型居民点的分组（Xi）	城市型居民点数
10,000以下	1,446
10,000—20,000	253
20,000—50,000	135
50,000—100,000	60
100,000—500,000	28
500,000和500,000以上	3
城市型居民点总数	1,925

但即使借助于不相等间距也不总是能得到满意的结果。那末，在建立间距级数时，就要以社会经

济标准为依据，这种标准能确定在社会经济关系方面相同的类型。进行社会经济分析的目的是要在特征的数量变化导致新的质量出现之处确定间距的界限。这种原则称为类型学原则。列宁在其统计研究中广泛利用类型学原则。他在分析德国农业统计调查的资料时，不用官方统计数字所分的、以土地数量为准的18个组（间距），而是分为三个社会性质不同的经济组：无产阶级组、农民组和资本主义组。这样的分组就可以揭示出在德国农业中资本主义的发展程度。

最后，还有一个更细微的分组方法，称为专门间距法。其实质是，将集合分为同类组（部门、经济类型等），并为每一组制定间距的标准。

为了建立间距级数，在原则选定后，就需要确定间距的大小。间距的大小应该这样来确定：一方面级数不能过分庞大，另一方面不能在其中失去所研究现象的特点。对于利用相等间距的级数，间距大小可由下列公式来确定

$$h = R/K \qquad (4.1)$$

其中R——变差范围；K——间距量。

对于按大小顺序排列的级数，很容易计算变差范围，即特征最大值和最小值之间的差数：R = Xmax—Xmin，其中Xmax为级数中的变量最大

值，Xmin是变量最小值。在这种情况下，为了计算间距的大小，只要确定间距量就足够了。

间距的大小也可直接来进行计算。对于利用相等间距的级数，可以用下述求“最适宜”（最大）间距大小的近似公式

$$h \approx \frac{Xmax - Xmin}{1 + 3.2 \lg n} \qquad (4.2)$$

其中n——集合的范围（集合的元素数量）；lgn——n的普通对数。

例3。假设统计集合是由400个组成部分构成的，变量的最大值为65，最小值为5，即可表示为 $n = 400, Xmax = 65, Xmin = 5$。确定这些数据的间距大小。

利用对数表，将限值列入公式（4.2），得到

$$h \approx \frac{65 - 5}{1 + 3.2 \times 2.6} = 6.4。$$

特征分布的规律。分析变量级数首先要弄清楚变量和次数（频数）之间的依赖关系。

如果是利用不相等间距，变量和次数（频数）间比例关系的规律可能表现不出来，或者被歪曲。所以，对于利用不相等间距的级数，必须保证次数（频数）的可比性，这可以通过对分布密度的计算来达到。

分布密度是次数（n_i）或者频数（q_i）和相应

的间距大小（hi）之比。依取何种比例关系而定。可分为分布绝对密度和相对密度：

$$f_i^a = n_i/hi, \qquad f_i^b = q_i/hi \qquad (4.3)$$

其中，f_i^a—分布绝对密度；f_i^b—分布相对密度。

例4。表4给出了阿克秋宾斯克县按耕地面积多少的农户分布。分析频数的变化，可以发现，拥有5—10俄亩耕地规模的农户组是最多的。拥有3—5俄亩耕地的农户约少80%。拥有15—25俄亩耕地的农户组多于拥有10—15俄亩耕地的农户组。这些结论对于各组来说是对的，但却不可能得出有关特征实际分布的正确概念。原因就在于，我们所研究的各组（间距）是不一样的，它们中较大的组由于自身的数量，比之不大的组，已经包含大量的农户。为了避免歪曲不相等间距的影响，并使次数可以比较，就要计算分布密度，即要计算出每一间距内有多少农户（表4第4栏）。

在使次数有了可比性后，我们看到稍有不同的情景。密度在3—5间距增长，达到最大值，以后就渐逐减小。这就是说，在转为以分组特征单位表示时，拥有3—5俄亩耕地的组是数量最多的组。

但是即使保证了可比性，级数的规律也不总是显而易见的。有时，就可通过间距扩大来揭示这种规律性。

表4 阿克秋宾斯克县按耕地面积多少的农户分布表

耕地面积 俄亩	频数 (q_i)	间距大小 (h_i)	分布密度
3俄亩以下	6.1	3	2.03
3—5	23.4	2	11.70
5—10	36.0	5	7.20
10—15	13.2	5	2.64
15—25	15.5	10	1.55
25—50	4.6	25	0.18
50俄亩以上	1.2	—	—

2. 变量级数的基本描述

变量级数有两组描述：①水平值，或者中等数值；②分散程度度量值。

水平值，或者中等数值。统计研究中最常用的是三种形式的中等数值：算术平均数、众数和中位数。而最广为使用的水平值是算术平均数：

$$\bar{x} = \frac{\sum_{i=1}^{k} x_i n_i}{\sum_{i=1}^{k} n_i} = \frac{x_1 n_1 + x_2 n_2 + \cdots + x_k n_k}{n_1 + n_2 + \cdots + n_k},$$

（4.4）

其中 $\sum_{i=1}^{k}$ ——从1到k的总和的符号；x_i——有顺序号i的变量；$\sum_{i=1}^{k} n_i = n$——集合的规模（集合的元素数量）；n_i——变量x_i的次数，k——变量数。

如果给出的是频数q_i，而不是次数，则公式为：

$$\bar{x} = \frac{\sum_{i=1}^{k} x_i q_i}{\sum_{i=1}^{k} q_i}, \qquad (4.4a)$$

其中 $\sum_{i=1}^{k} q_i = 1$，或者100%。

例5。计算出表1数据的算术平均数：

$$\bar{x} = \frac{17\cdot 2 + 18\cdot 15 + 19\cdot 14 + 20\cdot 6 + 21\cdot 6 + 22\cdot 5 + 23\cdot 2}{50}$$

$$= \frac{972}{50} \approx 19\text{（岁）}。$$

间距变量级数的算术平均数用下列方式计算：把间距的中等数值当作特征数值，这种中等数值可计算成间距界限的算术平均数。常常由于或者第一间距的低限，或者最后间距的高限不清楚，或者两者都同时不清楚，对间距变量级数算术平均数的计算就复杂起来。在这种情况下，有时（而通常是不

计算术平均数，代之以众数和中位数）就要假设不定间距的间距差和需要研究的间距级数差是一样的，并根据这一假设来确定极限间距的界限。

例6。根据表5的数据计算农民份地的平均面积。

表5 辛比尔斯克省农民改革前份地的面积

	份地x_i，俄亩				
	2俄亩以下	2—3俄亩	3—5俄亩	5—7俄亩	7俄亩以上
间距中等数值	1.0	2.5	4.0	6.0	8.0
劳役租农民的百分比	1.8	18.4	63.5	15.2	1.1
代役租农民的百分比	12.4	17.5	48.2	13.3	8.6

为了解题首先必须求间距的中等数值。由于第一和最后间距是无界限的，因而有一定的困难。自然要把第一间距的低限取为0。于是这一间距的中等数值等于（0+2）/2=1。最后间距前一间距的大小等于2。假设取最后间距的大小为2，那这一间距的高限为9，因而其中等数值的计算就是（7+9）/2=8。

利用算术平均数公式（4.4a），取间距中等数值（表5第2行）为特征数值，计算出劳役租农民改革前的平均份地：

$$\bar{x} = \frac{\begin{array}{c}1.0\cdot1.8+2.5\cdot18.4\\+4\cdot63.5+6\cdot15.2+8\cdot1.1\end{array}}{100}$$

$$= 4.018。$$

用同样方法可计算出代役租农民改革前的平均份地：$\bar{x} = 3.976$。

中位数（用Me来表示）是位于变量级数正中的特征数值。它是除了算术平均数外使用最广泛的另一种形式的水平值。

在求离散型变量级数的中位数时，可能有两种情况：①变量之数是奇数（$k = 2m + 1$），②变量之数为偶数（$k = 2m$）。在第一种情况下，$Me = x_{m+1}$，即中位数等于数列的中间变量，而在第二种情况下，$Me = (x_m + x_{m+1})$，即中位数等于位于级数中间的变量和之半。

例7。设给出下列奇数变量级数：

x_1	x_2	x_3	x_4	x_5	x_6	x_7	x_8	x_9
8	9	11	12	15	16	18	19	19

变量之数为9，代入公式$2m + 1 = 9$，其中$2m = 8$，$m = 4$，即$Me = x_{4+1} = x_5 = 15$。

再看偶数级数：

x_1	x_2	x_3	x_4	x_5	x_6	x_7	x_8	x_9	x_{10}	x_{11}	x_{12}
8	9	11	12	15	16	18	19	19	23	24	40

这里$2m = 12$，$m = 6$，$Me = \frac{x_6 + x_7}{2} = \frac{16 + 18}{2}$

$= 17$。

计算间距变量级数的中位数，可按下列公式：

$$M_e = X_{M_e}(\min) + h \frac{0.5\sum_{i=1}^{k} q_i - U_{M_e-1}}{q_{M_e}} \qquad (4.5)$$

其中$X_{M_e}(\min)$——中位间距的低限；h——该间距的大小，或者间距差；q_i——次数或者频数；U_{M_e-1}——中位间距前一间距的由大到小的累计次数（或频数）；q_{M_e}——中位间距的次数或者频数。

下面通过具体例子来看一看上述计算符号的内容和程序。

例8。据表6的数据计算中位数。

表6　奇姆肯特县俄罗斯移民户按耕地面积的分布表

耕地面积 x_i，俄亩	农户总数 q_i，%	累计次数 U_i	分布密度 f_i
0—4	16.6	16.6	4.15
4—8	24.4	41.0	6.10
8—12	19.1	60.1	4.78
12—20	23.9	84.0	2.99
20—30	9.7	93.7	0.97
30以上	6.3	100.0	

计算中位数首先求含有中位数的间距。超出整个集合规模一半的累计次数或频数中的第一频数与

中位间距相符。在本例中，集合规模为100%。超出整个集合规模一半的累计频数中的第一频数为60.1（见表6）。因而，中位间距为8—12。按若求出，$X_{Me}(\min)=8$，$h=4$，$U_{Me-1}=41$，$q_{Me}=19.1$。利用公式（4.5）：

$$Me=8+4\frac{0.5\cdot 100-41}{19.1}\approx 9.9\text{（俄亩）}。$$

因此，耕地的中等规模约为9.9俄亩。

在所研究的集合不同类，并且具有完全具体的含义时，可以利用中位数。例如，在上述例子中，中位数数值具有下列含义：一半农户的耕地面积少于9.9俄亩，而另一半农户的耕地面积则多于9.9俄亩。

在分析非对称数列，即分析充满（具有大次数）极限或者接近于极限的变量值级数时，中位数具有特别重要的意义。例如，较之算术平均数，中位数可以给出有关资本主义国家中各组家庭个人收入平均水平的更为正确的数字。因为中位数不象算术平均数那样对极限数值（高收入的家庭）敏感。因此，如果间距不定，利用算术平均数进行计算不合理时，就应该使用中位数。

中位数的另一优点是，与算术平均数相比，较少受选择的偶然因素的影响。当观察次数不多时，

不应利用中位数。

除算术平均数和中位数外，另一重要的水平值是众数。

众数（用M_0来表示）是变量级数中最常碰到的变量。离散型级数的众数等于最大次数或频数确变量；间距变量级数的众数间距，即含有众数的间距，如果间距相等，根据最大次数（频数）来确定；如果间距不等，根据最大密度来确定。

取众数间距的中等数值，即间距界限的算术平均数为众数，可以得到相当粗略的近似值。

例9。据表6的数据计算众数。最后一栏为分布密度。

4—8间距的密度最大，也就是众数间距。计算出众数为：

$$M_0 = (4+8)/2 = 6 \text{（俄亩）}。$$

因此，我们得出，1908年奇姆肯特县耕地面积最典型的俄罗斯移民户是耕种6俄亩土地的农户。

也可把从众数间距的低限和高限求得的算术平均数计算成众数。此时，如果级数的建立是正确的，并且与众数间距前后的间距相互差异不大时，即分布接近于对称分布时，这种方法可以取得较好的结果。

利用计算众数的第二种方法，据表6数据求出

最典型的播种面积为：

$$M_0 = \frac{4 \cdot 16.6 + 8 \cdot 19.1}{16.6 + 19.1} = 6.1 \text{（俄亩）。}$$

分散程度度量值。上述中等数值表示变量级数的水平，换言之，可以用一个数来说明整个级数。但中等数值不包括这样的信息：它们在多大的程度上能代表整个集合。数量上相同或者近似的中等数值可以从属各个极不相同的级数。为了解释这种情况，让我们看一个假设的例子。

例10。表7列出了有关年龄的数据（为了简单起见，数据的数不大）。

表7 两组年龄分布表

	1	2	3	4	5	合计
第1组	31	32	36	40	41	180
第2组	14	15	15	66	70	180

计算后求得，1和2组中的平均年龄一样，同为36。将这两组数列进行简单比较表明，一个相等的平均年龄却代表两个在年龄组成上完全不同的组。即：进入第一组的是中年人，而在第二组却是老人和孩子。换言之，第一数列的变量同其平均值相当近，即是说平均值具有代表性，然而在第二数列中，变量却很不集中（分散）。为了表明这样的差别，统计学中通常要计算说明特征分散程度的指标

（分散程度度量值）。为此我们先来看一下分散程度的基本度量值：变差幅度、离差和乘方偏差平均数。

变差幅度表示特征最大值和最小值之间的差异（$K = x_{max} - x_{min}$）。这一指标的优点是计算简单。但是使用它的可能性却有限，因为它是分散程度度量值中最粗略的一种。因为首先，在计算特征分散程度的这一指标时，只利用特征的极限值，而不考虑其它的数值。其次，变差幅度实质上由选择的偶然性变化所决定。

说明特征分散程度较有价值的是这样一些指标：在计算这些指标时，利用所有变量对某个中等数值（例如，算术平均数、中位数）的偏差。离差和平均乘方偏差就属于这样的分散程度度量值。

离差，或离差平方平均数（用σ^2表示）是根据变量对算术平均数的离差平方求出的算术平均数，其数学公式为

$$\sigma^2 = \frac{\sum_{i=1}^{k} (x_i - \bar{x})^2 q_i}{\sum_{i=1}^{k} q_i} \qquad (4.6)$$

其中x_i——有序号i的变量；$\bar{x}$——算术平均数；k——变量数；q_i——有序号i的次数或频数。

为了研究的方便，常常用度量变量的单位来表

示分散程度度量值。在这种情况下，不用离差，而利用乘方偏差平均数，该数是离差的平方根，即乘方偏差平均数按下列公式计算：

$$\sigma=\sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{k}(x_i-\bar{x})^2 q_i}{\sum_{i=1}^{k} q_i}} \qquad (4.7)$$

例11。分析辛比尔斯克省农民（劳役租农民组和代役租农民组）改革前分别拥有份地的分布情况（例6）。这两组农民改革前份地的中等数值几乎是相等的（劳役租农民组为4.018俄亩，代役租农民组为3.976俄亩），求这两组的指标变差相同到什么程度。为此，要计算出劳役租农民集合和代役租农民集合的乘方偏差平均数。

为了计算乘方偏差平均数，编制一份辅助表格（表8）是必须的。在表中记录下全部中间计算，再把这些计算的结果代入公式（4.7），就得到劳役租农民的乘方偏差平均数：

$$\sigma=\sqrt{135.1/100}=\sqrt{1.351}\approx 1.16$$

和代役租农民的乘方偏差平均数：

$$\sigma=\sqrt{340.9/100}=\sqrt{3.409}\approx 1.85$$

即代役租农民的特征变化幅度约大于劳役租农民的50%。

因此，辛比尔斯克省劳役租农民和代役租农民改革前份地的平均数量几乎是一样的，即这两组农民平均拥有的土地量实际上没有差别。但代役农民在份地规模上的差别大于劳役租农民。

表8　计算乘方偏差平均数的数据

份地面积，俄亩	间距中等数值 x_i	劳役租农民 q_i	$\lvert x_i-\bar{x}\rvert$	$(x_i-\bar{x})^2$	$\frac{(x_i-\bar{x})^2}{q_i}$	代役租农民 q_i	$(x_i-\bar{x})^2 q_i$
2俄亩以下	1.0	1.8	3.0	9.0	16.2	12.4	111.6
2—3	2.5	18.4	1.5	2.2	40.5	17.5	38.5
3—5	4.0	63.5	0	0	0	48.2	0
5—7	6.0	15.2	2.0	4.0	60.8	13.3	53.2
7俄亩以上	8.0	1.1	4.0	16.0	17.6	8.6	137.6
合计		100.0			135.1		340.9

上述分散程度度量值（变差幅度、离差和乘方偏差平均数）都是绝对值，根据它们来判断特征变化的幅度不总是能够办到，在某些情况下必须利用分散程度的相对指标。这一指标就是差系数。

变差系数（用V来表示）是乘方偏差平均数与算术平均数之比（以百分比表示）

$$V=\frac{\sigma}{\bar{x}}100\% \qquad (4.8)$$

利用变差系数可以：①比较不同客体组同一特征的变差；②揭示不同时期中同一客体组同一特征

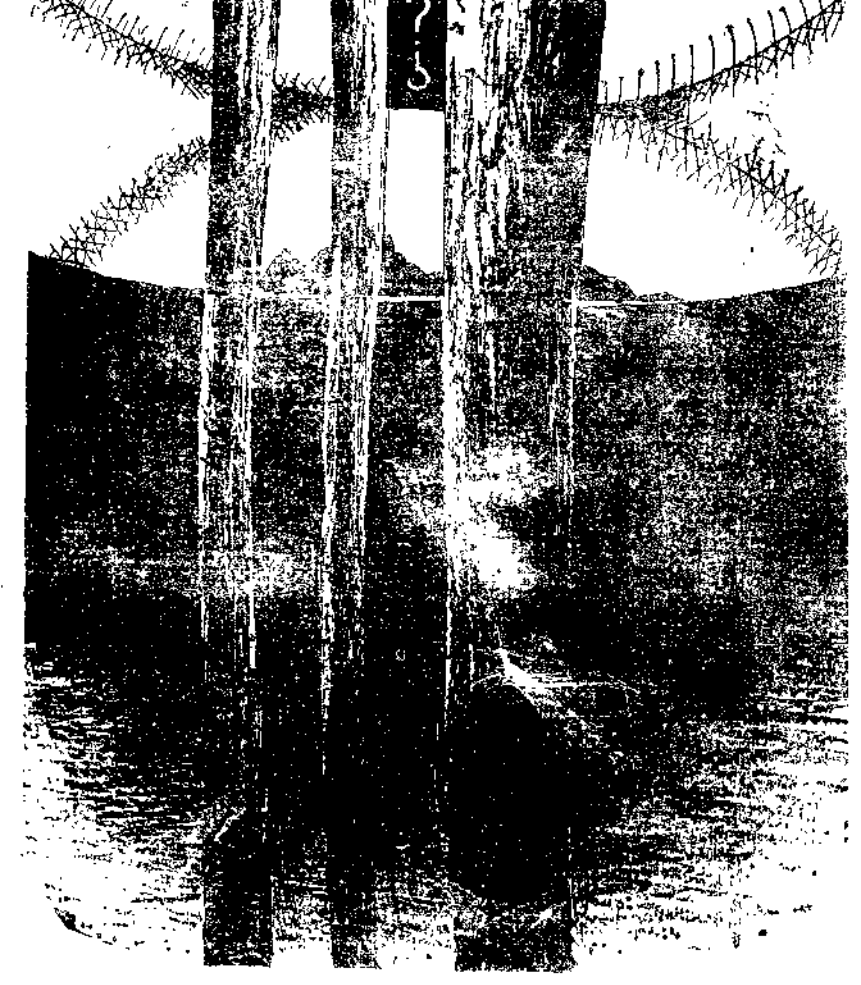
的差异程度；③把同样一些客体组的不同特征的变差进行对比。

例12。据表9数据比较分析国营农场和集体农庄劳动费用的差别。

表9 俄罗斯联邦各区1958年谷物生产的劳动费用

各区名称	国营农场			集体农庄		
	x_i	$x_i-\bar{x}$	$(x_i-\bar{x})^2$	x_i	$x_i-\bar{x}$	$(x_i-\bar{x})^2$
北方区	1.8	1.2	1.44	5.1	3.5	12.25
西北区	1.2	0.6	0.36	3.9	2.3	5.29
中央区	0.8	0.2	0.04	2.0	0.4	0.16
伏尔加-维亚特区	0.5	-0.1	0.01	2.1	0.5	0.25
中央黑土区	0.4	-0.2	0.04	0.9	0.7	0.49
伏尔加区	0.2	-0.4	0.16	0.6	1.0	1.00
北高加索区	0.2	-0.4	0.16	0.4	1.2	1.44
乌拉尔区	0.3	-0.3	0.09	1.1	0.5	0.25
西西伯利亚区	0.3	-0.3	0.09	0.4	1.2	1.44
东西伯利亚区	0.3	-0.3	0.09	0.6	1.0	1.00
远东区	0.4	-0.2	0.04	0.7	0.9	0.81
	6.4		2.52	17.8		24.36

利用算术平均数、乘方偏差平均数和变差系数公式，得：国营农场——$\bar{x}=0.6$，$\sigma=0.4786$，$V=79.8\%$；集体农庄——$\bar{x}=1.6$，$\sigma=1.489$，$V=93.1\%$。由此可知，国营农场的平均劳动费用约低于集体农庄的1.7倍（0.6/1.6）；在谷物生产劳动费用上，集体农庄则高于国营农场。



第五章
抽　样　法

1. 抽样法的一般描述

抽样法的一般概念。具有某种相同性质的个别事物所构成的集合体，在统计学中简称总体。

在实际中，由于各种原因，我们常常不能通观总体，研究只得局限于其中某一部分。其目的是要以其结果推断统计总体的一般情况。这就需要使用抽样法。所谓抽样，就是以一定的方法，从总体中取出部分个体作为资料来对总体进行分析的过程。

抽样法的理论基础是大数律。大数律包含一组定理，经过了严格的数学论证。所以，抽样法所计算的算术平均数可以被看成是能全面说明总体的指数。

自然，不是任何一种抽样都能成为说明整个总

体的基础的。具有这种性质的只有代表性抽样，即能正确反映总体性质的抽样。有几种方法可以保证抽样有足够的代表性。随意抽取总体中的各个个体，这时总体的每一个体都有被抽样的同等机会，在需要进行相当大量的抽样时所使用的方法就属于上述方法之列。以这种方法取得的抽样称为随意抽样。因此，抽样的偶然性是应用抽样法的极为重要的条件。

抽样法在历史研究中应用的范围。首先，史学家可应用抽样法来进行任何调查，以研究当代生活的各种现象和过程。不错，现在从事这种研究的社会学家多于史学家。但是，应该指出，恰恰是史学家可以依据历史资料进行具体的社会学调查，并取得研究的最大效果。

其次，史学家时常要与保存下来的资料打交道，这些资料实际上也是应用抽样调查取得的。19世纪末以来，这种调查应用得愈来愈广泛。例如，在进行全面的统计调查时，都是按照较为广泛的调查纲要，以抽样的方法来收集材料的。其中对史学家最有意义的是各种经济综合体（农民经济、工业企业等）的登记清册，以及对居民各阶层收支情况的调查材料。

再次，当史学家拥有大量的各种原始资料，并

且即使应用现代的计算技术也难以进行全面加工时，也应当应用抽样法。

最后，史学家有很多机会要接触到一些局部资料，在加工这些资料时，也可应用抽样法。

抽样研究的形式。抽样研究有几种形式：随机抽样、典型抽样和连续抽样。

随机抽样是这样一种选择：总体的各个个体在选择时都有被选中的相同可能性。换言之，总体的每一个体都有被抽样的相同概率。实践中，通过抽签或者借助于随机数表来达到选择随机性的要求。

在使用抽签方法时，总体的所有个体都要预先编号，并把号码标在卡片上。将卡片仔细混合后，使用任何一种方法（顺序或者无序）抽出相应于抽样范围的必需卡片数。这时，可以把抽出的卡片放在一边（即所谓不重复抽样），或者是抽出卡片，记下其编号，再放回这组卡片中去，使其有可能再次被抽样（重复抽样）。在重复抽样时，每次把卡片放回去都应将整组卡片仔细混合。

研究总体的个数不多时，可以使用抽签法。但总体的容量较大时，利用抽签法进行随机抽样就较复杂。这时比较可靠和不太费力气的办法是随机数表利用法。有几种随机数表，其中之一列于附录之中（表9）。我们通过例子来看一下借助随机数表进

行抽样的方法。

例1。假设总体由900个个体组成，而计划抽样范围为20个样本。

由随机数表（见附录表9）选出不超过900的数，一直到选足所需要的20个数为止。得

146，867，505，438，139，653，480，426，765，478，807，47，220，522，221，835，368，275，424，703

对于极为大量的总体，借助于随机数表来抽样也很困难，因为要将整个总体编号是件复杂的事。这时，最好应用机械抽样。

机械抽样按下列方式进行。如果抽样的范围是10%，即每10个个体中要抽出一个来，那可以把整个总体等分，每部分10个个体。然后从第一个10个中随机抽出一个个体。比方说，抽出的是9号。其它个体选择完全由规定的选择比例和第一个被抽出的个体号码来决定。在本例中，抽样由9、19、29等个体所组成。

应用机械抽样要谨慎，因为有出现所谓系统错误的实际危险（详见第二节）。所以在进行机械抽样之前，必须对研究总体进行分析。如果总体中的个体是随机排列的，那以机械方法所获得的抽样也将是随机的。但原始总体中的个体通常是局部

的，或者是经过整理的。对机械抽样来说，最坏的是具有规律重复率的个体序列，这种重复的周期可能和机械抽样的周期相吻合。

某一总体中的个体常常根据所研究的特征量按减少或者增加的方式作调整。从这种总体中进行机械抽样具有定向抽样的性质，因为总体的各个部分只有在按总体数的比例抽样时才具有代表性，即抽样的目的在于使抽样具有代表性。

苏联的统计学家曾应用机械抽样来统计全盘集体化前夕的耕地面积、牲畜数量、收成多少以及其它许多情况，如对10%的农户的春季调查和对5%的农户的秋季调查。

定向抽样的另一种形式是典型抽样。应当把典型抽样和典型客体抽样区别开来。典型客体抽样应用于地方自治的统计以及收支调查。这时，对“典型村庄”和“典型农户”的选择是按照某些经济特征，例如按每户土地的数量和按居民职业的种类等来进行的。这类选择不可能成为应用抽样法的基础，因为它不能满足抽样法的基本要求——选择的随机性。

在典型抽样时，总体分为在质量方面同类的一些组，然后在每一组的内部进行随机抽样。较之随机抽样，典型抽样要更复杂，因为要有关于总体组

成和性质的一定知识，然而这种方法却能获得更为准确的结果。

在序列抽样时，整个总体分为一些组（序列）。然后，通过随机或者机械抽样的方法，将这些序列的某些部分挑选出来，并对它们进行全面的加工。

从理论上说，序列抽样是我们所研究的抽样中最不完善的一种，通常不用它来加工资料。但序列抽样能为组织调查，尤其是对农业的研究提供方便。例如，苏联集体化以前每年对农民经济的抽样调查都是用序列抽样法进行的。史学家有必要了解序列抽样。

除上述古典抽样法外，在实践中还利用其它的方法。如：

所研究的总体可能是多层次结构，这种结构由第一层的个体所组成，而这一层个体反过来又由第二层的个体所组成，余下依此类推。例如，省包括县，可以把县看成是乡的总体，乡是由村组成的，而村又由农户组成。对于这样的总体，就可应用多层次抽样，即顺序在每一层次进行抽样。如用机械、典型或者随机方法，从省的总体中抽取县（第一层次），然后抽取乡（第二层次），再抽取村（第三层次），最后抽取户（第四层次）；

所研究客体的特征变异性可能是不同的。如农户拥有自己的劳动力，较之其耕地面积的变化幅度要小，而在劳动力方面所作的规模较小的抽样，和对耕地面积数据进行较大数量的抽样具有同样代表性。在这种情况下，可从确定耕地面积的抽样中，进行具有相当代表性的补充抽样，以确定拥有劳动力的情况，这种方法叫双相抽样。

2. 抽样的标准错误

在应用抽样法以判断整个总体时所出现的错误可以表明，抽样描述对于总体的相应描述具有多大程度的代表性，因而被称为代表性错误。代表性错误有两类：系统错误和偶然错误。

在不能实现抽样的随机性条件时，就会出现系统错误。形式上利用随机方法进行抽样，而原始总体对解决所提出的课题又不全面和有代表性时，也可能出现系统错误。

在分析整个总体时，只利用其局部，就会出现抽样的偶然错误。

抽样错误值是总体算术平均数和抽样算术平均数之差。抽样平均误差的计算和抽样方法有关。

应用本意上的随机重复抽样法时的抽样平均误差按下列公式确定：

$$\mu = \sigma/\sqrt{n} \qquad (5.1)$$

其中σ——抽样估计总体中的乘方偏差平均数；n——抽样的个体数（抽样容量）。①

可见，抽样平均误差（有时称为抽样标准错误）实质上决定于特征各数值对抽样平均数的乘方偏差平均数，即在其它条件相同情况下，特征数愈是分散，抽样平均误差愈大。抽样容量也反过来影响抽样平均误差，抽样数量愈大，抽样平均误差愈小。

应用随机不重复抽样时的抽样平均误差按下列公式求得：

$$\mu = \frac{\sigma}{\sqrt{n}}\sqrt{1-\frac{n}{N}} \qquad (5.2)$$

其中N——总体的容量。

公式（5.2）和公式（5.1）不同之处只是多了一个乘数$\sqrt{1-n/N}$。乘数永远小于1，因此应用不重复抽样方法时的抽样平均误差，通常都小于同一容量的重复抽样平均误差。抽样占总体的比重愈

① 实际应用中，在大样本抽样时，通常按公式（4.7）以σ代替抽样乘方偏差平均数，对小样本抽样的平均误差将在本章第4节讲述。

大，这种不同就愈重要。如果n/N之比小，那乘数接近于1，这在计算不重复抽样的平均误差时，可忽略不计。当总体的容量不清楚时，也应这样来处理。

例2。在唐波夫省的2689份法定文件中，按10%的概率不重复抽样，确定改革前后每人份地的平均面积及与其相应的抽样平均误差。

借助于随机数表（附表9）进行抽样。从3001至6000数中，读出3000，从6001至9000数中，读出6000。再从取得的数字中抽取不超过2689的数。这样，表的第一个数字5489给出2489，第二个数字3522给出522等等。结果得到进入抽样总体的各个体序号。

抽取出相应的法定文件后（它们是264），就可计算算术平均数及与其相适应的抽样平均误差。

改革前每人平均份地为：

$$\overline{X}_{\text{前}} = \frac{835.24}{264} = 3.16。$$

同理，改组后每人平均份地为：2.71俄亩（$\overline{X}_{\text{后}}$=2.71）。

在用公式（5.2）计算抽样平均误差之前，应根据公式（4.7）计算出乘方偏差平均数：

$$\sigma_{\text{前}} = \sqrt{486.08/264} = \sqrt{1.84} = 1.36.$$

$$\sigma_{\text{后}} = 0.56。$$

进而计算出N=2689，得改革前农民平均份地

的抽样平均误差为：

$$\mu_{\text{机}} = \frac{1.36}{\sqrt{264}} \sqrt{1 - \frac{264}{2689}} = 0.0798,$$

同理，改革后农民平均份地的抽样平均误差为：$\mu_{\text{机}} = 0.0328$。

应用机械抽样法时的抽样平均误差，按随机不重复抽样的公式（5.2）计算；当乘数$\sqrt{1 - n/N}$可以忽略不计时，按随机重复抽样公式（5.1）计算。

例4。总体和前几例一样。必须进行10%的机械抽样，计算出改革前每人的平均份地，并确定抽样平均误差。

随意抽取前10份文件中的一份为样本，得出的数为10。因而，带有序号10、20、30等的文件为样本。

对这种包括263个样本的抽样，改革前每人份地的平均面积（X_{I}）为2.97俄亩。抽样数据的乘方偏差平均数$\sigma = 1.48$，利用公式（5.2），可确定抽样平均误差为：

$$\mu_{\text{机}} = \frac{1.48}{\sqrt{263}} \sqrt{1 - \frac{263}{2689}} = 0.0715。$$

可见，应用机械抽样方式时的抽样平均误差通常都小于应用本意上的随机抽样时的抽样平均误差。

典型抽样时的抽样平均误差的计算公式，在重

复抽样时：

$$\mu = \frac{1}{N}\sqrt{\sum_{i=1}^{k}\sigma_i^2} \quad , \tag{5.3}$$

在不重复抽样时：

$$\mu = \frac{1}{N}\sqrt{\sum_{i=1}^{k}\frac{\sigma_i^2}{n_i}N_i^2\left(1-\frac{n_i}{N_i}\right)} \quad , \tag{5.4}$$

其中N——集合容量；N_i——i典型组的容量；n_i——从i典型组抽样的容量；σ_i——i典型组的乘方偏差平均数；k——典型组的数目。

典型抽样的算术平均数则按下列公式计算：

$$\bar{X} = \frac{\sum_{i=1}^{k}\bar{X}_i N_i}{N}, \tag{5.5}$$

其中$\bar{X}_i$——从i典型组抽样的算术平均数；N_i——i典型组的容量；N——集合容量。

为了进行典型抽样，首先需要解决各个典型组抽样容量的大小问题。根据研究课题和所研究集合的性质，可以利用下述方法中的任意一种。

最简单的方法，是将整个计划抽样的容量n除以典型组的数目k，即

$$n_i = n/k。 \tag{5.6}$$

第二种方法也使用较广，由各组的抽样容量和

相应的典型组容量之比来确定，即：

$$\frac{n_1}{N_1} = \frac{n_2}{N_2} = \cdots\cdots = \frac{n_k}{N_k}$$

结果可得出下列公式：

$$n_i = nN_i/N, \qquad (5.7)$$

其中n_i——i典型组的抽样容量；n——集合抽样的总容量；N_i——i典型组的容量；N——集合的容量。

第三种方法是，按每一典型组抽样的样本数和相应典型组的乘方偏差平均数（σ_i）之比来确定，即

$$n_1/\sigma_1 = n_2/\sigma_2 = \cdots\cdots = n_k/\sigma_k \text{ 。}$$

计算n_i的公式是：

$$n_i = \sigma_i n \Big/ \sum_{i=1}^{k} \sigma_i, \qquad (5.8)$$

其中σ_i——i组的乘方偏差平均数；$\sum_{i=1}^{k} \sigma_i$——所有组的乘方偏差平均数之和；n——抽样容量。

第四种计算方法是：

$$n_i = \frac{nN_i\sigma_i}{\sum_{i=1}^{k} N_i\sigma_i}, \qquad (5.9)$$

其中N_i——i典型组的容量；σ_i——i组的乘方偏差平均数；n——集合抽样的总容量；k——典型组的数目。

例5。在唐波夫省法定文件集合中，考虑到组的数目，进行10%的典型抽样。计算改革后每人的平均份地和抽样平均误差。

将整个集合分为三组。第一组——拥有按人口计算最高份地为3俄亩的村庄，第二组——3.25俄亩，第三组——3.50俄亩。各组的容量相应为1717，445和525。

计算结果如下：

第一组（按人口计算最高份地为3俄亩）

$$\bar{X}_3 = 2.59,\ \sigma_3 = \sqrt{0.268} = 0.52;$$

第二组（按人口计算最高份地为3.25俄亩）

$$\bar{X}_{3.25} = 2.82,\ \sigma_{3.25} = \sqrt{0.241} = 0.49;$$

第三组（按人口计算最高份地为3.50俄亩）

$$\bar{X}_{3.50} = 2.93,\ \sigma_{3.50} = \sqrt{0.378} = 0.61。$$

利用表1相应的公式求出：

$$\bar{X} = \frac{2.59 \cdot 172 + 2.82 \cdot 45 + 2.93 \cdot 52}{269} = 2.69;$$

$$\bar{\sigma}^2 = \frac{0.268 \cdot 1717 + 0.241 \cdot 445 + 0.378 \cdot 525}{2687} = 0.28;$$

$$\mu = \sqrt{\frac{0.28}{269} 0.90} = 0.0306。$$

可见，历史研究中使用抽样法时，典型抽样能给出最为准确的答案，其平均数的标准误差，要小于随机抽样和机械抽样。

表1 应用各种抽样方法时计算算术平均数的公式表

	抽样平均数	典型组抽样容量	抽样平均误差μ	
			重复抽样	不重复抽样
本意上的随机抽样和机械抽样	$\bar{x}=\frac{\sum_{i=1}^{n}x_i}{n}$		$\frac{\sigma}{\sqrt{n}}$	$\frac{\sigma}{\sqrt{n}}\sqrt{1-\frac{n}{N}}$
典型抽样： ①所有典型组抽样容量相同时； ②抽样容量与各典型组的乘方偏差平均数成比时；		$n_i=\frac{n}{k}$ $n_i=\frac{\sigma_i n}{\sum_{i=1}^{k}\sigma_i}$	$\frac{1}{N}\sqrt{\sum_{i=1}^{k}\frac{\sigma_i^2}{n_i}N_i^2}$	$\frac{1}{N}\sqrt{\sum_{i=1}^{k}\frac{\sigma_i^2}{n_i}N_i^2(1-\frac{n_i}{N_i})}$

③抽样容量与各典型组容量成比时：		$n_i=\frac{nN_i}{N}$	$\sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{k}\sigma_i^2 N_i}{nN}}$	$\sqrt{\frac{(\sum_{i=1}^{k}\sigma_i^2 Ni)\ (1-\frac{n}{N})}{nN}}$
④抽样容量与各典型组容量及其乘方偏差平均数成比时。		$n_i=\frac{nN_i\sigma_i}{\sum_{i=1}^{k} N_i\sigma_i}$	$\frac{1}{N}\frac{\sum_{i=1}^{k}\sigma_i N_i}{\sqrt{n}}$	$\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{k}\sigma_i N_i\sqrt{\frac{1-\frac{n}{N}}{n}}$

上述公式皆为计算大样本抽样平均误差的方法。抽样容量集合小于20—30个体的抽样称为小样本抽样。其平均误差按下列公式计算：

$$\mu = S/\sqrt{n} \quad , \qquad (5.10)$$

公式中的S为集合中乘方偏差平均数的值，该值等于：

$$S = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{k} (X_i - \bar{X})^2 n_i}{n-1}} = \sigma\sqrt{\frac{n}{n-1}} \quad , \qquad (5.11)$$

其中σ根据公式（4.7）计算；n——抽样容量；k——样本数。

To protect the poorer people
against the plague

第六章
相互关系的分析

1. 研究相互关系的一般概念

分析研究过程和现象所固有的相互关系，是历史研究的一项重要任务。

在数学统计学中，分析相互关系的最为详尽方法是相关分析和回归分析。

统计关系即相关关系的分析就是要揭示出关系的形式，并对关系的密切程度作出评价。第一个任务由回归分析法来解决，第二个任务则由相关分析法来完成。回归分析就是借助于合适的函数相关来对统计关系作出描述。相关分析则是借助于专门的指数来对关系的紧密程度作出评价，专门指数的选择取决于适合于对所研究的统计相互关系进行完全相等的描述的函数相关形式。线性相关假设是研究中最为广泛的一种关系。

2. 线性相关

在相关分析中，关系的一个基本尺度是相关线性系数。

相关偶数线性系数。借助于相关偶数线性系数可以计量两个特征间关系的密切程度。相关线性系数最常用的计算公式为

$$r_{yx}=\frac{\sum_{i=1}^{n}(x_i-\bar{x})(y_i-y)}{\sqrt{\sum_{i=1}^{n}(x_i-\bar{x})^2\sum_{i=1}^{n}(y_i-\bar{y})^2}} \qquad (6.1)$$

其中x_i和y_i——x和y特征的数值，对i客体相当于i=1，……n；n——客体数；$\bar{x}$和$\bar{y}$——x和y特征的算术平均数。

相关线性系数在－1和＋1间发生变化。系数等于0表明没有线性关系。系数等于－1或者＋1表明存在函数关系。“＋”号表示正关系（一个特征随着另一特征按相同方向的变化而扩大或减少）；“－”号表示逆关系（一个特征随着另一特征按相反方向的变化而扩大和减少）。

例1。利用表1的数据，计算一农户收入和其所拥有的牲畜价值间的相关系数。

利用公式（6.1），求得：

$$r_{yx} = 3823355/\sqrt{27\ 571\ 129 \cdot 1\ 393\ 057} = 0.62 \text{ 。}$$

如何评价所得到的相关系数的数值：是大还是小？存在不存在相互关系？为了回答这些问题，需要对系数数值进行检查。

相关偶数线性系数数值的检查。相关系数是按抽样数据来计算的。在将取得的局部结果应用至集合时，必然要出现某种误差，这种误差可用乘方误差平均数来计算。对于相当大样本抽样的相关偶数线性系数，其乘方误差平均数按下列公式计算：

$$\sigma_r = (1 - \rho^2)/\sqrt{n} \quad , \qquad (6.2)$$

其中ρ——集合相关系数；n——抽样容量。

小样本抽样的相关偶数线性系数线值的检查。为此，要计算t值（根据正态分布表确定的相应于抽取概率的参数）的实际值：

$$t_\phi = |r| \sqrt{n-2}/\sqrt{1-r^2} \qquad (6.3)$$

并将该值和表中数值，即临界值t_{kp}相比较。如果$t_\phi \geqslant t_{kp}(k)$，就可得出存在关系的结论；如果$t_\phi < t_{kp}(k)$，那关于不存在关系的假设就不能排除。

局部相关和多元相关的概念。借助于相关偶数线性系数可以揭示两个特征间的关系，一个特征如

表1　一农户收入(y)及其所拥有的牲畜价值间相关系数的计算

	y	x_1	x_2	$y-\bar{y}$	$x-\bar{x}$	$(y-\bar{y})^2$	$(x-\bar{x})^2$	$(x-\bar{x})\times(y-\bar{y})$
	1	2	3	4	5	6	7	8
1	3612	178	2.1	2147	—109	4608609	11881	—234023
2	648	363	10.0	—817	66	667489	4356	—53922
3	1786	281	22.0	321	—6	103041	36	—1926
4	1946	295	33.0	480	8	230400	64	3840
5	803	51	5.7	—662	—236	438244	55696	156232
6	513	6	6.7	—952	—281	906304	78961	267512
7	828	189	12.0	—637	—98	405769	9604	62426
8	706	237	12.0	—759	—50	576081	2500	37950
9	1893	413	30.0	428	126	183184	15876	53928
10	820	263	8.8	—645	—24	416025	576	15480
11	2056	474	15.0	570	187	324900	34969	106590
12	841	126	5.9	—624	—161	389376	25921	100464
13	1723	191	7.1	258	—156	66564	24336	—40248
14	2631	191	4.4	1066	—156	1136356	24336	—166296

16	1461	158	5.3	—4	—129	16	16641	513
16	2329	744	24.0	864	457	746496	208849	394848
17	3423	525	23.0	1958	238	3833764	56644	466004
18	1309	146	10.0	—166	—141	24886	19881	21996
19	1731	495	13.0	266	118	70756	13924	31388
20	873	161	16.0	—592	—126	350464	15876	74592
21	1497	570	21.0	—20	283	784	80089	—7924
22	724	287	5.9	—741	0	549081	0	0
23	647	6	7.2	—818	—281	669124	73961	229858
24	1027	488	15.0	—438	146	191844	21316	—63948
25	1437	519	22.0	32	292	1024	85324	7424
26	933	222	11.0	—582	—85	338724	4225	37830
27	4243	926	36.0	2778	638	7717284	404496	1766838
28	230	22	2.0	—1235	—265	1525225	70226	327275
29	973	163	11.0	—492	—124	242064	15376	61008
30	641	100	4.5	—924	—187	856776	34969	172788
31	1410	389	16.0	—55	93	3025	8649	—5115
	45422	8892				27571129	1999057	9029355

果被看成是结果的，另一个则是因素的。但实际上影响结果的有几种因素。因此，出现了两种类型的课题：计量几个变数对结果变数全面影响的课题和确定在其它变数有定值时两个变数间关系密切程度的课题。第一课题借助于相关的多元系数来解决，第二课题则借助于相关的局部系数来解决。

在没有第三个特征影响的情况下，二特征间的相关局部系数，或者纯系数（用$r_{12,3}$表示）按下列公式计算

$$r_{12,3}=(r_{12}-r_{13}r_{23})/\sqrt{(1-r_{13}^2)(1-r_{23}^2)}\quad,\quad(6.4)$$

其中r的指数表示各特征的序号。

在没有第三特征影响的情况下，第一和第二特征的相关局部系数可以对在第三特征有定值时第一和第二特征间线性相关关系的紧密程度作出评价。换言之，该系数可以评价第三特征的变化对结果（第一）特征的影响。

在第二特征为常数时，第三特征变化对结果特征的影响按下列公式确定

$$r_{13,2}=(r_{13}-r_{12}r_{32})/\sqrt{(1-r_{12}^2)(1-r_{32}^2)}\,。\quad(6.5)$$

例2。根据表1的数据，估计哪一种经营方向——畜牧或者农耕——决定富裕农户组的收入。

为解决此题，除了例1中计算出的表示农户收入和其牲畜价值间相互关系的密切程度系数r_{12}外，

还需计算两个相关偶数系数：r_{13}——农户收入和土地使用水平间的相关系数，r_{23}——农户的土地使用和全部牲畜价值间的相关系数。

计算得$r_{12}=0.62$，$r_{13}=0.52$，$r_{23}=0.74$；说明收入和土地使用水平间、收入和牲畜价值间关系密切程度的相关偶数系数，在数值上几乎是相等的。由此可以得出结论，无论哪一种经营形式对收入都没有占主导地位的影响。但是，因素特征本身间，即土地使用和牲畜价值间的相互关系还是相当紧密的。因素特征间关系的存在可能使结果特征和因素特征间关系密切的真实性失真。对相关局部系数的计算可以避免这种误差。利用公式（6.4）和（6.5），计算出系数$r_{12.3}$和$r_{13.2}$：

$$r_{12.3}=\frac{0.62-0.52\cdot 0.74}{\sqrt{(1-0.52^2)(1-0.74^2)}}=\frac{0.2352}{\sqrt{0.3301}}=0.41,$$

$$r_{13.2}=\frac{0.52-0.62\cdot 0.74}{\sqrt{(1-0.62^2)(1-0.74^2)}}=\frac{0.0612}{\sqrt{0.2785}}=0.12.$$

计算表明，在土地使用指数为常数时，农户收入和牲畜价值之间相关局部系数小于相应的相关偶数系数（0.41对0.62）。可见，收入数量和牲畜价值间的相互依存关系部分表现为土地使用程度的影响。

在偶数系数的数值相当大时，收入和土地使用间的局部系数就很小（0.12）。这可解释为收入和土地使用间的相互依存关系，在颇大程度上由于牲

畜价值的影响而得到加强。

因此，可以利用相关局部系数来确定两个特征在没有其它变数影响情况下相互关系的密切程度，但要得出最终结论，还需对相关局部系数的数值水平进行检查。

为了检查相关局部系数的数值，利用下列公式计算t_ϕ：

$$t_\phi = |\gamma i_{j,k}| \sqrt{n-2-m} / \sqrt{1-\gamma^2 i_{j,k}}, \qquad (6.6)$$

其中$r_{ij,k}$——特征i和j在没有K特征影响情况下相互间的相关系数；m——被排除的特征的数量。

相关多元系数是结果特征和因素特征集合间线性关系密切程度的指数。对于三种特征（一种为结果的，序号为1，一种为因素的，序号为2和3）的相关多元系数，或集合系数，按下列公式计算：

$$R_{1.23} = \sqrt{(r_{12}^2 + r_{13}^2 - 2r_{12}r_{13}r_{23})/(1-r_{23}^2)} \qquad (6.7)$$

相关多元系数在0到1之间变化。等于零时，表明不存在线性关系，等于1时，表明存在函数关系。

例3。计算农户收入数量和土地使用程度与牲畜价值对其集合影响间的相关多元系数。

根据前几例的计算，知$r_{12} = 0.62$，$r_{13} = 0.52$，$r_{23} = 0.74$。按（6.7）公式可得：

$$R_{1.23} = \sqrt{\frac{0.52^2 + 0.62^2 - 2 \cdot 0.74 \cdot 0.52 \cdot 0.62}{1-0.74^2}} = 0.66,$$

即农户收入和二因素特征集合间关系的密切程度为0.63。

相关关系按下列公式计算：

$$\eta_{y\sqrt{x}} = \sqrt{S^2_{\delta_{xKT}}/S^2_y} \quad (6.8)$$

其中的$S^2_{\delta_{xKT}}$（阶乘变差）和S^2_y(特征y的变差）再按下列公式计算：

$$S^2_{\delta_{xKT}} = \sum_{i-1}^{k} (\bar{y}_i - \bar{y})^2 n_i \quad (6.9)$$

$$S^2_y = \sum_{i-1}^{n} (y_i - \bar{y})^2 , \quad (6.10)$$

其中，$\bar{y}_i$——i组中y的平均数值；$\bar{y}$——总平均数；n_i——i组的容量；k——组的数量；n——集合的容量 $\left(n = \sum_{i-1}^{k} n_i\right)$。

下面利用表2的数据，计算相关关系。

例4。在有关退休贵族的史料中，含有退休原因的资料。通常所指出的原因都是生病。这是否是唯一的原因？有理由认为，退休的年龄也取决于这些在军队服役的贵族的财产状况：他们愈是生活有保障，就可能愈容易弃职不干。为了检查这种假设，要根据表2的数据，计量退休贵族的年龄和他们的财

产状况间关系的密切程度。

根据财产状况特征，将集合分为4组。计算每一组的平均年龄。第一组：

$$\bar{y}_1 = \frac{30\cdot5 + 40\cdot6 + 50\cdot5 + 60\cdot2}{18} = 42.2 \ ,$$

第二组：$\bar{y}_2 = 40.8$；第三组：$\bar{y}_3 = 37.7$；第四组：$\bar{y}_4 = 33.3$。可见各组平均数不同，并且逐组递减。退休的平均年龄随着物质保证的增加而减小，这完全符合我们关于这些特征间存在关系的假设。

再计算出总的算术平均数（根据表2全部数据的退休平均年龄）：

$$\bar{y} = \frac{30\cdot12 + 40\cdot20 + 50\cdot7 + 60\cdot3}{42} = 40.2 \ .$$

最后，利用公式（6.9）和（6.10），计算相关关系：

$$S^2_{\phi_A KT} = (42.2-40.2)^2\cdot18 + (40.8-40.2)^2\cdot12 + (37.7-40.2)^2\cdot9 + (33.3-40.2)^2\cdot3 = 294 \ ;$$

$$S^2_y = (30-40.2)^2\cdot12 + (40-40.2)^2\cdot20 + (50-40.2)^2\cdot7 + (60-40.2)^2\cdot3 = 3098;$$

$$\eta = \sqrt{294/3098} = \sqrt{0.0950} \approx 0.31 \ .$$

相关关系的数值也在0到1之间变化。接近于0时，表明不存在关系；接近于1时，表明存在密切关

系。

相关关系和相关线性系数不同，不表明关系是正相关还是逆相关。但相关系数和相关关系都是揭示各种不同数量特征间关系和确定其密切程度的有效方法。

表2 退休贵族的年龄及财产状况(农奴的数量)之间的关系

退休年龄	间矩的中间数值	农奴数量(x) 0—29	30—99	100—799	800和800以上	Σ
25—34	30	5	1	4	2	12
35—44	40	6	10	3	1	20
45—54	50	5	0	2	0	7
55—65	60	2	1	0	0	3
Σ		18	12	9	3	42

3. 线性回归

回归分析法能近似地确定结果和因素特征间的关系形式，并能解决关于这种关系是否有意义的问题。

最小二乘法的实质。让我们通过具体例子来看这一方法的内容。现有有关黑土地区各省按居民人口计算的粮食收获量材料。收获量的数量取决于哪些因素?大概，播种面积和生产水平具有决定性的影

响。先看按居民人口计算的粮食收获量和播种面积间的依存关系（表3的1和4栏）。我们将尽力借助于直线来表述这种依存关系，它所给出的是关于实际统计关系形式的近似表述。在实践中要尽力使这种近似接近实际。如果初始数据和位于直线上相应点的差别愈小，近似就愈接近实际。

在计算中，最小二乘法就是列和解所谓的正规方程组。为此，首先要选择表现统计关系的函数形式。在每一具体实例中，可在散点图上加一条合适的线，即一条相当接近于这些初始数据的线。在我们的例子中，按人口计算的粮食收获量和播种面积间的关系可用直线来表示（图1），并写成下列公式

$$y = a_0 + a_1 x \quad , \qquad (6.11)$$

其中y——按人口计算的粮食收获量（结果特征或者应变数）；x——按人口计算的播种面积（因素特

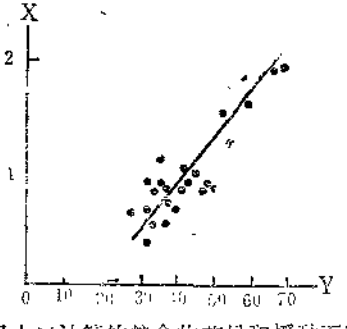


图1 按居民人口计算的粮食收获量和播种面积间的关系

征或者自变数）；a_0和a_1——方程的参数。可用最小二乘法求出。

为了求未知参数，需列方程组。利用最小二乘法列方程组如下：

$$\begin{aligned} na_0 + a_1 \sum_{i=1}^{n} x_i &= \sum_{i=1}^{n} y_i, \\ a_0 \sum_{i=1}^{n} x_i + a_1 \sum_{i=1}^{n} x_i^2 &= \sum_{i=1}^{n} x_i y_i . \end{aligned} \qquad (6.12)$$

所列方程组可用中学课程中著名的高斯法来求解。也可直接运用下列公式来计算：

$$a_1 = \frac{n\sum_{i=1}^{n} x_i y_i - \sum_{i=1}^{n} x_i \sum_{i=1}^{n} y_i}{n\sum_{i=1}^{n} x_i^2 - \left(\sum_{i=1}^{n} x_i\right)^2}, \quad a_0 = \bar{y} - a_1 \bar{x}, \qquad (6.13)$$

其中 y_i——结果特征的i值；x_i——因素特征的i值；$\bar{y}$和$\bar{x}$——结果特征和因素特征相应的算术平均数；n——特征y_i或x_i的数值数。

例5。根据表3的数据，求粮食收获量（y）和播种面积（x）间的线性相关方程。据公式（6.13）求得：

$$a_1 = \frac{23 \cdot 1001.22 - 22.5 \cdot 959.43}{23 \cdot 24.56 - (22.5)^2} = 24.5759 ,$$

$$a_0 = \frac{959.43}{23} - 24.5759 \cdot \frac{22.5}{23} = 17.6727。$$

因此，相关方程，或者回归方程，就表现为下列形式：

$$y = 17.6727 + 24.5759x。$$

回归方程不仅确定所分析的相关的形式，而且表明一个特征随另一特征变化而变化的程度。回归系数表明，在因素特征变为1时，结果特征 y 将平均变化多大数值。在例5中，回归系数等于24.58，表明随着按人口计算的播种面积的扩大，每一俄亩的平均粮食收获量将增加24.58普特。

由于回归方程是按抽样数据计算的，因此必然会出现所得结果是否准确和可靠的问题。可按下列公式来计算回归系数的平均误差（μ_{a1}）：

$$\mu_{a1} = \sigma_{y \cdot x} / (\sigma_x \sqrt{n}), \qquad (6.14)$$

其中

$$\sigma_{y \cdot x} = \sqrt{\sum_{i=1}^{n} (y_i - \bar{y}_i)^2 / [n - (m+1)]}, \quad (6.15)$$

y_i——结果特征的i值；$\bar{y}_i$——由方程（6.11）得出的i的相等数值；x_i——因素特征的 i 值；σ_x——x的乘方偏差平均数；n——x值或y值之数；m——因素特征（自变数）之数。

回归系数平均误差是计算极限误差的基础。回

表3 解线性回归方程的初始数据

№	y	x_1	x_2	№	y	x_1	x_2
1	48.61	0.91	46.08	13	36.26	0.90	40.06
2	38.18	0.76	45.18	14	32.07	0.62	57.91
3	38.70	0.82	41.76	15	32.83	0.66	48.86
4	46.72	0.88	50.94	16	35.16	0.58	58.62
5	41.58	0.88	43.54	17	44.56	0.99	44.99
6	36.89	0.89	38.80	18	59.16	1.63	35.77
7	34.54	0.87	39.22	19	67.99	1.85	35.96
8	42.86	0.94	42.74	20	53.73	1.27	40.99
9	38.97	0.91	41.20	21	52.39	1.65	33.05
10	43.22	1.07	39.35	22	36.10	1.15	30.68
11	28.19	0.69	34.98	23	32.67	0.94	34.26
12	38.65	0.74	48.98	Σ	959.43	22.50	967.72

归系数极限误差的计算和算术平均数极限误差的计算相同。

例6。求例5中所得到的回归系数的平均误差和极限误差。

为了计算μ_{a1}，首先要计算$\hat{y}_i$的相等值，为此要将x_i的具体数值代入例5所得到的回归方程：

$\hat{y}_i = 17.6681 + 24.5762 \cdot 0.91 = 40.04$等等。

然后计算y_i的实际数值对相等数值及其平方的偏差。

接着，将黑土地区各省按人口计算的平均播种面积（$\bar{x} = 0.98$）、x_i的实际数值对这一平均数的偏差、偏差平方和平方偏差平均数（$\sigma_x = \sqrt{2.5588/23} = 0.333$）代入公式（6.14）和（6.15），得：

$$\sigma_{y \cdot x} = \sqrt{\frac{418.7781}{21}} = \sqrt{21.3704} = 4.6228,$$

$$\mu_{a1} = \frac{4.6228}{\sqrt{28 \cdot 0.3335}} = 2.89。$$

所以，回归系数平均误差为2.89，即为所计算系数的12%。可靠程度为0.95，据附表1查出相应于它的数值$t = 1.96$，计算出极限误差为$1.96 \cdot 2.89 = 5.66$。回归系数的下限为$24.58 - 5.66 = 18.92$，上限为$24.58 + 5.66 = 30.24$。

有两个自变数的情况。多元回归最简单的一种情况。前面所阐述的回归分析法，牵涉到两种特征

——结果特征和因素特征。但通常影响结果的不是一个因素，而是几种因素，这就需要作出全面的分析。

现在看例5。其中确定了按人口计算的粮食收获量和按人口计算的播种面积间相关的形式。现在分析中再引进一个因素——单产水平（见表3第3栏）。毫无疑问，这一应变数影响着按人口计算的粮食收获量。但影响到什么程度？两个自变数在多大程度上决定黑土地区各省中按人口计算的粮食收获量？哪一个变数——是按人口计算的播种面积还是单产——对粮食收获量具有决定性的影响？

在增加第二个自变数后，回归方程变为：

$$y = a_0 + a_1 x_1 + a_2 x_2, \qquad (6.16)$$

其中y——按人口计算的粮食收获量；x_1——按人口计算的播种面积；x_2——一俄亩的产量（普特）；a_0，a_1，a_2——应予确定的参数。

为了求未知参数的数值，应用最小二乘法，得正规方程组如下式：

$$na_0 + a_1 \sum_{i=1}^{n} x_{1i} + a_2 \sum_{i=1}^{n} x_{2i} = \sum_{i=1}^{n} y_i,$$

$$a_0 \sum_{i=1}^{n} x_{1i} + a_1 \sum_{i=1}^{n} x_{1i}^2 + a_2 \sum_{i=1}^{n} x_{1i} x_{2i} = \sum_{i=1}^{n} y_i x_{1i},$$

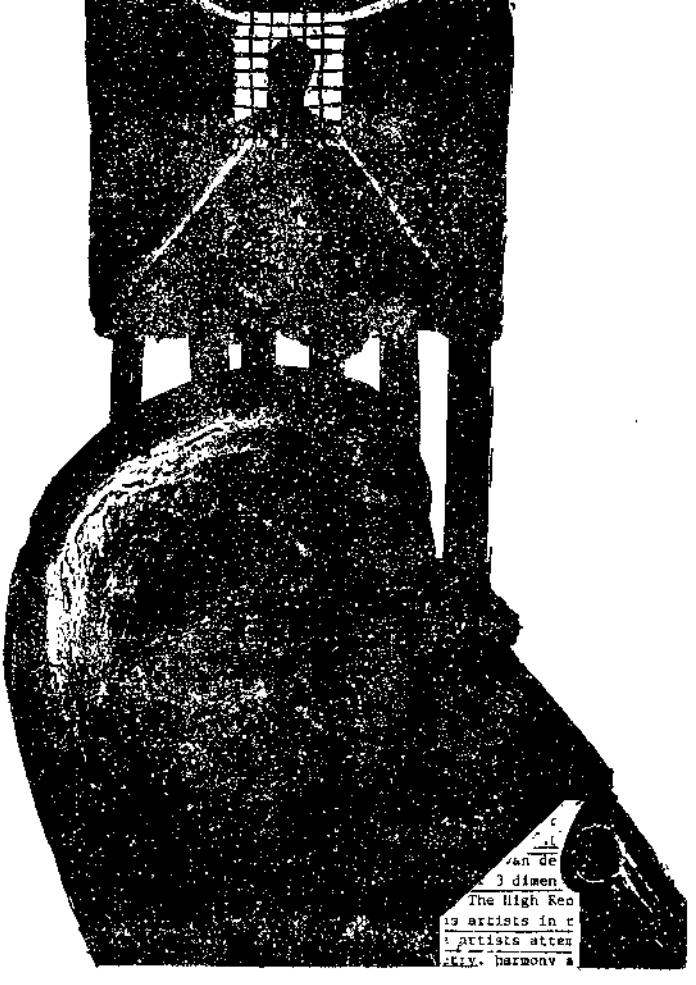
$$a_0\sum_{i=1}^{n}x_{2i}+a_1\sum_{i=1}^{n}x_{1i}x_{2i}+a_2\sum_{i=1}^{n}x_{2i}^2=\sum_{i=1}^{n}y_ix_{2i}。$$

（6.17）

例7。根据表4的数据，应用上述方法求方程（6.16）的参数a_0，a_1，a_2。得下列结果：$a_2=0.3288$，$a_1=28.7536$，$a_0=-0.2495$。

因此，按居民人口计算的粮食收获量，按人口计算的播种面积和单产间的多元回归方程如下式：

$$y=-0.2495-28.7536x_1+0.3288x_2。$$



第七章
动态级数的统计分析

1. 时间级数

从时间上来研究过程和现象在历史研究中占有重要的位置。

说明某一特征在时间变化上的顺序相延的数值称为时间级数。属于一定时间的特征的各数值通常称为级数级。

正确建立时间级数的条件是要保证组成级数的各级要有可比性。现在我们来看一下级数级不可比的最常见原因。数量资料可以用来说明领土，但领土的疆界在时间上是不断变化的。例如，在根据苏联以前时期各个省的资料或者苏联时期各个区和边区的资料来建立时间级数时，就应当指出它们疆界的变化。

不可比性的出现还可能是由于对所研究客体的

单位理解不同。诸如“贫农”、“富农”、“小企业”、“中型企业”和“大企业”等这样的研究客体的单位在时间上就可能有不同的数量。为了在类似情况下求得可比性，必需要用同一调查材料，并相应进行重算。如果数据属于一年中不同的日期或者不同的时期，也可能出现不可比性。如果所研究的指数发生季节性或者其它有规律的周期性波动，可比性的被破坏就可能产生相当大的影响。例如，秋冬季节农产品的价格和春夏季节农产品价格就不可能相比。

以不同的计量标准表示的级数级也是不可比的。

根据不完全数据建立时间级数。在建立时间级数时通常会出现困难，其原因是缺少必需的资料。但一些没有记录下来或者散失的资料是可以“恢复”的。自然，以某种方法所恢复的资料不可能完全代替实际资料，但对解决许多问题却是完全适用的。下面介绍几种根据不完全数据建立时间级数的基本方法。

有时，时间上指数的记录由于某些原因中断，代替它的是另一个稍有变化的指数数值。如果所列的级数属于近似现象（例如，各种可以互换品种的产品价格，客体数量不同的各组数据和根据不同领

土所计算出的数据等），自然可以认为，它们的动态大体是相同的。这时，级数就可以组合。现在通过下例看看级数组合所运用的两种简单方法。

例1 。在表1第1和第2栏中，列出了叶尔茨城1890—1898年间小麦的价格。1895年前，给出的是吉尔卡小麦* 的价格，而从1895年起，记录的只是当地秋小麦的价格。现进行级数组合。

以1895年水平为100%，计算两组级数的百分比，第一组——第3栏，第二组——第4栏。第5栏列入以百分比表示的组合级数。

以第一组级数为基础，利用第二组级数的百分比进行计算，所得结果列入第6栏。

表1 叶尔茨的小麦价格（戈比/普特）

年份	1	2	3	4	5	6
1890	81		135.0		135	81
1891	108		180.0		180	108
1892	106		176.7		177	106
1893	87		145.0		145	87
1894	64		106.7		107	64
1895	60	62	100.0	100.0	100	60
1896		64		103.2	103	62
1897		84		135.5	136	81
1898		107		172.6	173	104

* 苏联南部草原地区普遍种植的一种红穗春小麦。——译注

时间级数常有的缺陷是缺少级数的某些级。但只要有补充材料，就可利用一些简单的方法确定欠缺的数据。现在通过具体例子看一种方法。

例2。表2列出了萨拉托夫的小麦价格，其中没有1894年的价格，但是有所有年份小麦粉的价格。在小麦和面粉价格间，存在相当稳定的比例关系。只要计算1890-1893年小麦和面粉的平均价格就可以了。

两种价格相应为91.9和153.8。价格差为153.8－91.9＝61.9戈比，即在这些年中，面粉的价格平均高出小麦价格61.9戈比（每一普特）。可以认为，这种比例关系对于1894年也是大致相同的，从而可得出1894年小麦的大致价格为120.2－61.91＝58.3戈比。

这种情况下的外推法显然是十分成功的：1894年萨拉托夫的小麦实际价格为每普特59.1戈比，即实际价格和恢复价格之间的差异不超过每普特1戈比。

表 2　萨拉托夫小麦和面粉的价格（戈比/普特）

	1890	1891	1892	1893	1894
小麦价格	80.8	105.4	100.3	81.1	—
面粉价格	146.7	158.2	156.1	147.1	120.2

时间级数的平均特征数。年代平均数、绝对增长额平均数、增长平均速度和增长额平均速度是时间级数的总括性特征数。

年代平均数表示时间级数平均是什么样的水平，可按下列公式计算：

$$\bar{y} = \sum_{i=1}^{n} y_i / n, \qquad (7.1)$$

其中y_i——级数的i级；n——级数的允数或者级之数。

年代平均数用于对两组或者几组时间级数进行比较分析。例如，对各地区或者各个国家一系列年份的单产平均水平进行比较，较之对各个年份水平的比较，对于评述这些地区和国家更有意义。

绝对增长额平均数和增长（增长额）平均速度是说明时间级数的变化和变化的平均速度的。

绝对增长额平均数表示级数的末级相对于第一级变化的速度有多快，可按下列公式计算：

$$\bar{y} = (y_n - y_1)/(n-1), \qquad (7.2)$$

其中y_n和y_1——级数的末级和第一级。

例3。计算1890—1914年间俄国煤开采量的绝对增长额平均数（原始数据列于表3）。

应用公式（7.2），得：

$$\overline{\Delta y} = \frac{2176 - 367}{24} = \frac{1809}{24} = 75.4.$$

即，俄国煤开采量的年平均增长额为75.4百万普特。

表 3　　运用各种方法时间级数平衡

年份	煤开采量（千普特）	平均		平衡		
		绝对增长额	平均增长速度	三项滑动平均数	四项滑动平均数	四项中位平均数
		平均数				
1890	361	367	367			
1891	380	442	396	390	409.0	
1892	424	518	425	429	449.0	429
1893	466	593	454	472	492.8	471
1894	527	669	498	516	529.8	511
1895	555	744	531	551	584.5	557
1896	572	819	572	604	640.5	612
1897	684	895	616	669	715.0	678
1898	751	970	663	763	818.5	767
1899	853	1046	714	863	899.8	859
1900	986	1121	769	949	983.2	932
1901	1009	1196	828	1060	1022.8	995
1902	1066	1272	892	1055	1076.5	1049
1903	1091	1347	961	1098	1108.2	1092
1904	1197	1423	1035	1143	1188.5	1148
1905	1140	1498	1115	1221	1312.5	1250
1906	1526	1573	1201	1361	1382.5	1338
1907	1587	1649	1293	1437	1486.8	1425
1908	1397	1724	1393	1540	1536.5	1512
1909	1657	1800	1500	1520	1573.5	1555
1910	1525	1875	1616	1632	1700.2	1637
1911	1735	1950	1740	1721	1840.0	1770
1912	1904	2026	1874	1945	2002.8	1921
1913	2196	2101	2018	2092		
1914	2176	2177	2173			

平均增长系数表明现象或者过程变化的平均速度，可按下列公式求得：

$$\bar{K}_p = \sqrt[n-1]{y_n/y_1} \quad 。 \qquad (7.3)$$

平均增长额系数和平均增长系数相差1，即：

$$\bar{K}_{\Delta p} = \sqrt[n-1]{y_n/y_1} - 1。 \qquad (7.4)$$

例4 。计算1890—1914年间俄国煤开采量的平均增长系数和平均增长额系数。

根据表3的数据：

$$\bar{K}_p = \sqrt[24]{2170/367} = \sqrt[24]{5.9292} 。$$

为了计算5.9292的24次幂的根，将等式的两部分查出对数

$$\lg \bar{K}_p = \frac{1}{24} \lg 5.9292$$

利用对数表，得出

$$\lg \bar{K}_p = \frac{1}{24} \cdot 0.772996 = 0.03221。$$

进而得出平均增长系数$\bar{K}_p = 1.077$。$\bar{K}_{\Delta p} = 0.077$，即，俄国煤开采量的年平均增长额为7.7%。

2. 时间级数的组成部分及其分析

时间级数的组成部分。由说明社会经济过程的

指数所组成的时间级数具有自己的特点。这些指数首先具有在某种程度上表达出的、对于相当长时期内是共同时间上的增加或减少趋势。可以用机械拉平或者解析平衡级数的方法来弄清这种组成部分，即所谓的时间趋势。

季节性波动是许多时间级数的组成部分。季节性波动是时序交替对某些现象及其指数影响的结果。例如，农产品的价格、某些货物运输的数量及其它许多指数都有季节性波动。此外，不常见的是，时间级数虽有某种有规律的周期性，但周期很长，要延续好几年。人们常常把这种组成部分和资本主义经济的循环性联系在一起，称为周期性波动。除了上述表示指数稳定变化的组成部分外，时间级数还包括局部变化和随机变化，即所谓随机部分。

时间趋势。时间趋势是一系列主要因素对所研究的过程长期作用的结果，它反映了该过程本质的、典型的特点。利用积分解出时间趋势是分析时间级数的重要方面。

应用绝对增长额平均数和平均增长系数来弄清时间趋势。如果时间级数的级包括两部分——趋势和对它的随机偏差，那么应用绝对增长额平均数或者平均增长系数来加工级数的方法就是有结果的和简单的。平衡指数的选择取决于级数的类型。如果

级数的变化近似于算术级数的规律，可应用绝对增长额平均数。如果增长或减少接近几何级数的规律，则应用平均增长系数。

如果为了求趋势而应用绝对增长额平均数，那可把级数的第一级当成实级。将绝对增长额平均数加至第一级，得第二级。将绝对增长额平均数和前一级相加，即得第三级，或者在第一实级加上$2\overline{\Delta y}$，结果也相同。依此类推，为求n级，可在第一级加$(n-1)\overline{\Delta y}$。

在运用平均增长系数求趋势时，也是将第一级当成实级，但为求第二级，第一级要乘以平均增长系数。为求第三级，要将第一级乘以平均增长系数的平方。同理，n级以$(\overline{K_P})^{n-1}$乘以第一级求得。

例5 。应用：①绝对增长额平均数，②平均增长系数，平衡表示俄国煤开采量的级数。

由例3和例4可知，绝对增长额平均数$\overline{\Delta y}=75.4$，平均增长系数$\overline{K_P}=1.077$。

① 利用绝对增长额平均数求得：第一级＝第一实级＝367，第二级＝$367+75.4\approx380$，第三级＝$367+75.4\cdot2\approx424$。

整个级数的计算结果列于表3中第4栏。

② 利用平均增长系数求得：第一级＝第一实

级 = 367，第二级 = 367 · 1.077≈395，第三级 = 395 · 1.077≈425，等等。

计算结果列于表4中第4栏。

机械拉平或者利用滑动平均数来平衡是早已最广泛使用的一种方法。

平衡程序是首先要选择组距。组距愈大，所得趋势愈平稳。但随着拉平组距的扩大，计算也愈复杂，变换级数也愈短。为了寻求解决办法，还应该考虑级数的周期性。如果级数具有某种表示出来的周期性，那就可把周期长短当成拉平组距。

计算技术的应用取决于拉平组距的大小。如果拉平组距的级的数是奇数，那计算出的平均数数值就是组距的中位级。将组距移一级（即滑动——该方法由此得名），再计算算术平均数，该平均数可看成是移动组距的中项。如果拉平组距的级的数是偶数，那这一组距的中点将是各级间的间隔，因而不能将计算出的平均数数值看成是级数的一级。可以采取定中心的方法来解决这种困难。

例6。利用具有滑动组距①3年、②4年的滑动平均数方法来拉平表示俄国煤开采量的级数。原始数据列于表3中第2栏。

① 为了求拉平级数的第一级，计算原始级数头3级的算术平均数：

$$\overline{X}_1 = \frac{367 + 389 + 424}{3} = 390$$

并将该值看成是拉平组距的中点，即相应于1891年的那一级。

为了求拉平级数的第二级，将拉平组距移一级，而将算术平均数

$$\overline{X}_2 = \frac{380 + 424 + 465}{3} = 423$$

看成是移动组距的中点，即1892年。

以此类推，求得平衡级数的以后各值（见表3第5栏）。

② 将头4级的算术平均数

$$\overline{X}_{21} = \frac{367 + 380 + 424 + 465}{4} = 409$$

看成是滑动组距的中点，即1891和1892年间的间隔。移动一级的组距就是1892和1893年间的中间间隔，算术平均数为：

$$\overline{X}_{12} = \frac{380 + 424 + 465 + 527}{4} = 449。$$

为了求得属于一定年份的滑动平均数，可利用定中心法。组距的“中心”是1892年，而两个滑动平均数的平均数值可计算为它们的算术平均数：

$$\overline{X}_1 = \frac{409 + 449}{2} = 429。$$

因此，拉平级数的第一级属于1892年，等于

429。以此类推，求得以后的数值。

借助于4项滑动平均数，将计算拉平级数的结果列于表3中第6栏。

解析平衡。解析平衡的基本方法是最小二乘法。在有关时间级数的附录中，利用最小二乘法可以求出时间函数y(t)，该函数以一定的准确性描述了所研究过程的趋势。为了确定函数的参数，必需解相应的正规方程组。

有一种方法能简化时间级数的这些方程组。其实质就在于：将在绝对值上与级数中位数对称而符号不同的数看成是 t_i 值——$\sum_{i=1}^{n} t_i' = 0$，其中 t_i' 为 t_i 的变换值。这一等式，和由此得出的另一等式 $\sum_{i=1}^{n} (t_i')^3 = 0$ 可以使方程组的解简化。

t_i' 的相应值的选择取决于级数中级的数目。如果时间级数的级的数为奇数，可在 t_i 的所有值中找到通过级数中点的t值，并将差数除以 Δt。这样，中间变换数值 t' 就等于零，相应于以前日期或周期的 t_i' 的数值就是负值（$-1, -2, -3$等），而相应于以后日期或周期的 t_i' 的数值就是正值（1，2，3等）。

在级数的级之数为偶数时，可用下列方法所得

所需的效果：将-1和+1看成是中间数值在它们上面的为负值，下面的为正值，得直线的未知参数

$$y(t) = a_0 + a_1 t' \qquad (7.5)$$

再从方程组求解：

$$\begin{cases} na_0 = \sum_{i=1}^{n} y_i, \\ a_1 \sum_{i=1}^{n} t_i^2 = \sum_{i=1}^{n} y_{it_i}, \end{cases} \qquad (7.6)$$

得到：

$$a_0 = \frac{\sum_{i=1}^{n} y_i}{n}, \quad a_1 = \frac{\sum_{i=1}^{n} y_{it_i}}{\sum_{i=1}^{n} t_i^2}。 \qquad (7.7)$$

例7。运用最小二乘法，将俄国煤开采量的数据沿直线平衡。

为解此题，先编计算表（表4，表中第2栏列出原始数据）。

根据公式（7.7）计算出必需的参数，得：$a_0 = 1099.6$；$a_1 = 74.3$。

因此，俄国的煤开采量可以近似地表示成时间的线性函数：

$$y = 1099.6 + 74.3t'。$$

表 4　　时间级数沿直线的平衡

№	y	t'	t'y	$(t')^2$	沿直线平衡	实际数值对平衡偏差	偏差平方
1890	367	−12	−4404	144	208	159	25281
1891	380	−11	−4180	121	282	98	9604
1892	424	−10	−4240	100	357	67	4489
1893	485	−9	−4365	81	431	54	1156
1894	527	−8	−4216	64	505	22	484
1895	555	−7	−3885	49	580	−25	625
1896	572	−6	−3432	36	654	−82	6724
1897	684	−5	−3420	25	728	−44	1936
1898	751	−4	−3004	16	802	−51	2601
1899	853	−3	−2559	9	877	−24	576
1900	949	−2	−1972	4	951	−35	1225
1901	1009	−1	−1009	1	1025	−16	256
1902	1006	0	0	0	1100	−95	9025
1903	1091	1	1091	1	1174	−83	6889
1904	1197	2	2394	4	1248	−51	2601
1905	1140	3	3420	9	1322	−182	33124
1906	1326	4	5304	16	1397	−71	5041
1907	1587	5	7935	25	1471	116	13456
1908	1597	6	9582	36	1545	−148	21904
1909	1637	7	11459	49	1620	17	289
1910	1525	8	12220	64	1694	−169	28561
1911	1736	9	15615	81	1768	−33	1089
1912	1904	10	19040	100	1845	61	3721
1913	2196	11	24156	121	1917	279	77841
1914	2176	12	26112	144	1991	185	34225
Σ	27489		96602	1300			292723

过程动态指数。最普遍使用的时间级数的动态指数是增长速度，其大小表示级数的各级在时间上变化有多快。增长平均速度，以及和其它常数不同的增长额平均速度同为时间级数的总括性特征数。

这些指数在研究实践中广为使用，但也有不足之处。首先，它们明显受级数始末级的急剧偶然波动所影响；其次，这些指数不考虑时间级数的间隔数值。为避免不足，可利用建立在平衡数值上的动态指数：

$$K_{B^{n-1}}\sqrt{y_n/y_1} \quad (7.10)$$

其中 y_n 和 y_1 ——平衡级数的末级和始级。在有些情况下，还可利用描述级数的导出函数作为动态指数。

对于抛物线 $y = a_0 + a_1 t + a_2 t^2$，第一导出函数按下列公式计算：

$$\frac{dy}{dt} = a_1 + 2a_2 t, \quad (7.11)$$

对于直线 $y = a_0 + a_1 t$，第一导出函数和回归系数 a_1 相同。

第一导出函数表示这一函数变化的速度，并且在这一意义上是动态指数。这一指数是稳定的，并考虑到了级数的各间隔数值，能对具有相近发展趋势的级数作出不同说明。

例9。利用抛物线平衡的数据，计算俄国煤开采量增长的平均系数。

运用例8的结果和公式（7.10），得

$$K_B = \sqrt[24]{2137/354} = \sqrt[24]{6.0367} = 1.078.$$

用这种方法，以及用其它方法计算出的增长平均系数表示在所研究时期内指数变化的平均速度，但不表示速度本身在时间上的变化。而抛物线第一导出函数却提供了这样的可能。

例10。用导数法分析俄国煤开采量的增长动态。

运用例8的结果和公式（7.11），得

$$\frac{dy}{dt} = 74.3 + 3.2t'$$

将$t = -12$和$t' = +12$代入式子，在图上画出导数（图2上的直线I）。

很容易看出，俄国煤开采量的速度不是固定的，它在增长。随着时间的推移（沿时间轴向右运动），开采量增长速度值在不断扩大。

季节性波动。经济指数的许多时间级数都有季节性波动，这是在分析这些级数时必需要考虑的。例如，铁路的粮食运输在秋天和冬初由于销售活动而增加，而在春夏就减少。

运用滑动平均数法来解出季节性波动。如果原

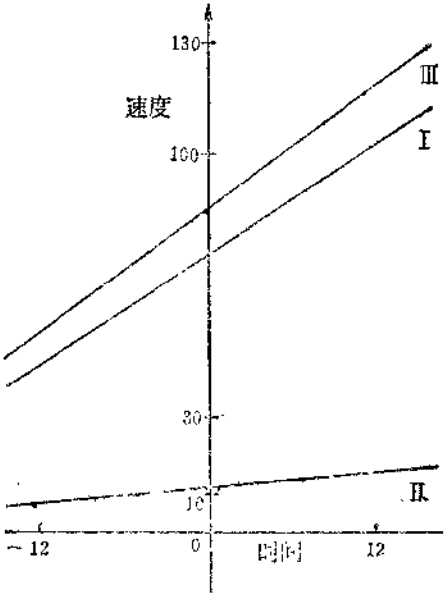


图2　联邦德国煤开采量的增长动态。Ⅰ—煤开采量增长速度；Ⅱ—进口增长速度；Ⅲ—消费增长速度。

始数据是以月指数表示的，那季节性波动就包括在有12项的级数中（按一年的月份数）。如果原始数据是以季度指数表示的，则季节性波动包括在有4项的级数中。我们这里只探讨以月数据为基础的季节性波动。为此，要计算12项滑动平均数，可以把其集合看成是该级数不受季节性波动影响的趋势。然后，把级数的实际值看成是计算趋势的相应数

值，将其结果以百分数表示。这样计算出的数值表示实际值对趋势的偏差。

例12。表6列出1902—1909年间顿河罗斯托夫秋小麦每月的价格。价格波动，但在其变化中可以容易地注意到某种趋势。第一，价格上升十分明显；第二，价格有季节性波动：夏天和秋天价格低于冬天和春天。后一种规律性被价格上涨的普通趋势所歪曲，比如，1904年秋天的价格高于1903年冬天的价格。为了区分出和季节性波动有联系的价格变化，必需避开趋势，并用滑动12项中间平均数确定趋势。

将1902年1至12月每月的价格相加，并用它们的和除以相加的级之数，即除以12，求得6月底（研究时期的中点）的年平均价格：

$$\bar{y}_1 = \frac{1}{12} \cdot (83,6 + 83,7 + 83,6 + 82,2 + 82,9 + 81,4 + 79,8 + 71,9 + 71,8 + 75,0 + 76,5 + 79,3) = 79,3,$$

用相同方法计算1902年2月至1903年1月间的年代平均数，得出可认为是7月底的年平均价格$y_2 = 79.2$。

将从6月底和7月底计算的数值的平均数$y_1' = (79.3 + 79.2) : 2 = 79.2$看成是7月的中位数值，并将该数作为7月份价格变化的趋势值。以同样的

表 6　　顿河罗斯托夫秋小麦价格

（卢布/普特）

年份	月份											
	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	XI	XII
1902	83.6	83.7	83.6	82.2	82.9	81.4	79.8	71.9	71.8	75.0	76.5	72.5
1903	82.3	85.8	85.2	87.2	87.6	84.2	82.9	83.8	82.9	85.3	87.4	86.5
1904	87.2	91.7	92.3	92.8	86.7	89.1	91.5	92.3	90.5	93.2	95.5	98.0
1905	97.1	97.5	97.5	97.5	95.7	97.4	95.8	92.1	95.7	99.2	96.0	92.5
1906	96.6	97.7	96.1	92.6	90.4	92.3	93.5	94.8	94.5	96.6	95.8	98.0
1907	104.7	110.6	108.3	105.9	110.7	109.1	105.6	109.4	125.6	133.0	141.6	141.1
1908	143.1	137.8	143.3	130.8	132.3	135.0	137.2	130.7	141.0	138.1	136.0	126.2
1909	128.4	133.0	134.1	135.8	136.9	142.2	125.3	110.7	114.2	117.0	117.6	118.4

表 7　　12 项平均数的计算

年份	月						份					
	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	XI	XII
1902							79.2	79.2	79.2	79.6	80.0	80.3
1903	80.6	81.1	82.1	83.8	84.0	84.7	85.2	85.3	86.4	86.8	87.0	87.2
1904	87.8	88.3	89.2	89.8	90.4	91.2	92.0	92.8	93.1	93.5	94.0	94.3
1905	95.3	95.6	95.7	96.2	96.4	96.8	96.2	96.1	96.0	96.3	96.4	95.9
1906	94.7	94.7	94.8	94.6	94.4	94.6	95.2	96.1	97.2	98.2	99.6	101.2
1907	102.3	103.3	105.2	103.2	111.9	115.9	119.0	121.7	124.2	126.8	128.7	130.5
1908	133.1	135.6	137.4	138.1	137.8	137.0	135.8	135.0	134.4	134.2	134.6	135.1
1909	134.9	133.4	131.2	129.2	127.6	126.4						

表 8　　实际价格（表6数据）和12项平均数（表7数据）之比

年份	各月的季节指数											
	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	XI	XII
1902							100.7	93.0	89.6	94.2	96.6	93.9
1903	102.2	100.3	103.8	105.1	104.3	99.4	97.9	97.7	95.9	98.0	100.4	98.5
1904	99.3	103.3	103.5	103.3	96.9	97.7	99.4	98.7	97.2	99.7	101.8	101.9
1905	101.9	102.1	101.9	101.4	99.3	101.1	98.6	95.8	93.7	100.5	100.0	.4
1906	102.9	103.2	101.4	97.9	95.8	97.5	98.2	95.6	97.2	98.4	95.2	97.3
1907	102.3	107.1	102.9	97.9	98.9	94.4	97.0	99.9	101.1	100.9	113.3	103.0
1908	107.5	101.0	104.9	94.7	96.0	98.5	101.0	101.2	104.0	102.9	101.3	99.4
1909	95.2	99.7	102.2	103.1	107.9	112.6						

表 9　　根据表8以各种方法计算的季节性平均指数

行号	月份											
	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	XI	XII
1	101.5	102.8	102.9	100.8	96.6	100.2	97.0	96.2	98.1	100.9	100.8	99.8
2	102.0	103.2	102.9	101.4	98.9	98.5	99.4	97.7	97.2	98.7	100.0	98.8
3	102.1	102.9	102.9	100.9	98.1	98.5	99.1	97.4	98.0	100.5	100.7	98.6

方法计算出以后月份的趋势值，计算结果列于表7。

月实际价格和在这一期间记录的趋势不同，而这些差异在相当程度上是由于价格的季节性变化。计算实际价格（表6）对相应的趋势值（表7）的比例关系，分出基本上由季节性波动所确定的价格的变化部分。所得价格指数以百分比表示，列于表8。

第八章
假设的
统　计　检　验

科学研究的一个重要手段就是对研究客体、及其组成、结构和联系提出某些假设，并进行检验。在历史科学中，研究人员或是要提出假设，并加以证明，或是要力图去驳倒其它假设。如有关全俄农业市场形成时间的假设、有关俄国农奴制末期农户经济水平下降的假设就是这样的例子。

1. 基本概念

在抽样数据的基础上，以数学统计方法加以证实或者推翻的有关整个集合性质的看法称为统计假设。正如抽样研究那样，统计假设总是和在现有局部数据的基础上来作出有关整个现象或过程的结论相联系的。由于在假设的统计检验中，我们不掌握

整个集合的数据，因此总有犯错误的风险：偏离了正确的假设或者接受了不正确的假设。所以，假设的统计检验按其实质是概率的。但由于假设的统计检验可以评价错误的概率，因此也就能判断所得结论的可靠程度，这一点具有重要的实践意义。

例1。现有唐波夫省法定证书的数据，随机抽样率为10%（见第五章第2例），总计264份。根据这些数据确定出，改革前份地的平均面积为3.16俄亩，从而可以把3俄亩看成是唐波夫省份地的平均面积。我们的假设是，改革前份地的平均面积等于3俄亩。这种假设是可以检验的，称为待检验或零假设，在统计学上用Ho来表示。现在用数学方法来表达待检验假设的这一定义：Ho：$\overline{X}_{r.c}=3$，其中$\overline{X}_{r.c}$表示我们未知的整个集合中的份地面积平均值。那么，如何来检验这一假设呢？

统计标准和统计量。假设的统计检验理论中一个核心概念是关于统计标准的概念。

严格确定的、指出在抽样研究的何种结果时待检验假设发生偏差，在何种结果时被认为是可允许的规则的集合称为统计标准。

抽样研究的结果可以具体化为统计量的形式，待检验假设按照统计量的数值或发生偏差，或是可

允许的。统计标准偏差或者不偏差待检验假设的函数称为假设的统计量。

让我们接着分析上题，并阐述所引概念的意义。

大家知道，抽样平均数和集合平均数有差异，当抽样平均数大幅度偏离所假设的集合平均数时，表明待检验假设是不正确的。确实，抽样值$\bar{x}$离3越远，我们就愈有理由怀疑待检验假设的正确性。

这就是说，在抽样平均数大幅度偏离数值3（$\bar{X}_{r,c}=3$）时，标准就推翻了待检验假设，而在偏离不大时，就承认它是可允许的。剩下来的问题是要解决，什么样的偏差是大的，而什么样的偏差是小的？

在大容量抽样时，抽样平均数的分布是清楚的，即每一具体数值$\bar{x}$（抽样平均数）出现的概率是清楚的。结果，抽样平均数的分布是正态的，因而，数值和3的差异愈大，它在具体抽样中出现的概率愈少。这就是说，在获得小概率数值$\bar{x}$时，标准将偏离待检验假设。这一结论的基础（也是统计假设检验整个理论的基础）是所谓的实际不可能原则，其内容是，小概率事件在如我们抽样的一次情况下实际是不可能发生的。

按照实际不可能原则，假设H0的统计量，是抽样平均数对所假设总值的偏差数。查附表1可以确定在绝对值上超过该偏差（$\bar{x}-3$）的偏差出现的概率。为利用该表方便起见，不是取偏差$\bar{x}-3$，而是取所谓的额定偏差t为统计量：

$$t=(\bar{x}-\Lambda r.c)/\mu, \qquad (9.1)$$

其中$\mu=\sigma/\sqrt{n}$——抽样标准误差（参见第五章）。

已知$\mu=0.08$。得$t=(\bar{x}-3)/0.08$——这也就是统计量。概率0.9545意味着，如果我们从整个集合中抽取10,000份样本，那其中的9545份样本对3俄亩的偏差$\bar{x}$不会超过0.16。在余下的455份样本中，$|\bar{x}-3|$则可能超过0.16，当然这是在整个集合中份地的平均面积实际等于3的条件下。

检验标准和临界范围。从其开始事件被认为是实际不可能发生的概率数称为检验标准。检验标准以a表示，并且通常认为是等于0.1，0.05，0.025或0.01。

在我们所举的例子中，统计量t的什么样数值符合检验标准0.025？查附表1，$\Phi(t)=1-a=1-0.025=0.975$，得出$t=2.21$. $t_{\mu}=2.24\cdot0.08=0.18$，即概率为0.025的抽样平均数数值可能偏离所假设的总值，大于3.18（3+0.18）和小于2.82（3-0.18）的$\bar{x}$值实际上不可能发生。

每一检验标准都符合于一个统计量的临界值，这种临界值把统计量的所有大量数值分为两部分：允许值区和临界区。

待检验的临界区是出现概率小于选择检验标准统计量的所有数值的集合。统计量的所有其它数值组成了允许值区。在我们的例子中，临界区是$|t| \geqslant t_{kp}$的t的各值，允许值区是$|t| < t_{kp}$的那些数值。

如果待检验假设是正确的，统计量进入临界区的概率等于选择的检验标准a，即是说，临界区所包括的恰恰是我们认为实际不可能发生的统计量数值。

从所引例子中可以看出，统计假设的检验是按下列顺序进行的：

① 提出待检验假设（在我们的例子中H_0：$\overline{x}_{r.c} = 3$）；②求得这一假设的统计量

$$\left(t = \frac{\overline{x} - X_{r.c}}{\mu}\right)$$

③计算其实际值（$t_\phi = 2$）；④选择检验标准a（0.025）；⑤求符合于它的临界区（$|t| \geqslant 2.24$）。如果统计量的实际值进入临界区，标准就否定待检验假设；如果进入允许值区，假设就是允许的（在我们的例子中，$t_\phi < t_{kp}$，以检验标准0.025检

验，假设不被否定）。

很显然，tф进入或者不进入临界区取决于该区的范围，而它们反过来又取决于a值。例如，如果增大a，不用0.025，而用0.05，得（查附表1）$t_{kp}=1.96$，这时临界区扩大，tф进入其中，这意味着待检验假设被否定。假设检验的何种结果被认为是较为有根据，并且相互间不矛盾呢？

第一类错误。如果a=0.05，即在100份中的5份抽样里，可以得出超过临界值的3俄亩的抽样平均数偏差，这是在待检验假设正确的情况下。但此时tф进入临界区，标准偏离假设，虽然假设是正确的。因此，进入临界区与否和对实际不正确假设的偏差不一定有联系——在百分之五抽样的情况下，这意味着对正确假设的错误偏差，即是说，a——这是犯所谓第一类错误的危险所在。

当假设是正确时，偏离待检验假设的概率称为第一类错误。

第二类错误。如果$\overline{X}r.c$真正值是3.2俄亩，而不是3俄亩时，标准不可能捕捉到这一点，即是说，不可能偏离待检验假设（Ho：Xr.c=3），虽然这种假设是不正确的。a的数值级和已经相应于它的临界区愈小，就愈经常地会出现这样的情

况。所以，随着a的减小，犯所谓第二类错误——错误接受不正确假设的概率就增大。

当待检验假设实际上是不正确时，不否定待检验假设称为第二类错误。第二类错误的概率用β来表示。

2. 检验平均数的标准

检验小容量抽样平均数的标准。前节已经研究过大容量抽样平均数的检验标准。根据抽样的数据得特征平均值 $\bar{x}$（份地面积）。

① 检验假设：由平均值为$X_{r.c}$的集合中求得该抽样。②取额定偏差$t=(\bar{x}-\bar{X}_{r.c})/\mu$（其中$\mu=\sigma/\sqrt{n}$——抽样平均误差，$\sigma$——乘方偏差平均数，见大容量抽样公式（4.7））为总的抽样平均数偏差的单位。t为统计量。③计算其实际值t_ϕ。④选取a的数值级（通常a=0.05；0.1；0.025；0.01）。⑤根据给定的a数值级和附表1，求t_{k_0}和建立待检验假设临界区。⑥在t_ϕ进入该区时，假设被否定。

对于小容量抽样来说（见第五章第四节），代

入抽样平均误差公式的不是$\sigma_{总体}$，而是S：

$$S=\sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{k}(x_i-\bar{x})^2 n_i}{n-1}}=\sigma\sqrt{\frac{n}{n-1}}, \qquad (9.2)$$

其中n_i——x_i值的次数；$\sum_{i=1}^{k} n_i = n$；k——特征x的变量数；n——抽样容量。

所以，根据小容量抽样的数据，关于$X_{总}$平均值的假设统计量就是额定偏差t：

$$t=\frac{\bar{x}-\bar{X}_{总}}{s/\sqrt{n}}, \qquad (9.3)$$

随着k的增大，这种分布接近于正态分布，所以，在n>30时，可以如第一节中所示方法，同时利用正态分布表来检验集合中平均数值的假设。在n≤30时，应当利用斯图登特表（附表2），在该表中利用给出的a数值级和k=n-1，来求$t_{k,a}$。

例2。利用假设检验程序，检验例（第五章例11）中的平均数。求得十八世纪末黑土地区16个县代役租的平均额为4.6卢布。据公式（9.2）求得S值，等于1.7卢布。

① 首先提出假设。设黑海地区代役租的平均额为H0，$\bar{X}_{总}=4$（卢布）。

② 取按公式（9.3）计算出的t为统计量。

③ 求出 $t_{\phi}=\frac{4.6-4}{1.7\sqrt{16}}=\frac{0.64}{1.7}\approx 1.4$。

④ 取0.05或5%为a。在a为这一数值时，我们在百分之五的情况下有可能错误地否定正确的假设。

⑤ 在附表2中查出t_{kp}，并且假定进行双面检验，即是说，如果抽样平均数在正反两方面大大偏离$X_{总}$，假设Ho就被否定。在这种情况下，根据a=0.05和k=16-1=15，在表2中查出$t_{kp}=2.13$。这就是说，在绝对值上超过2.13的t的各数值属于临界区。

⑥ 因为$t_{\phi}=1.4<2.13$，所以假设不被否定。

检验平均值差数的标准。通常要以对两组抽样进行比较的方法来比较两个集合。假设有平均值为$\bar{x}_1$和$\bar{x}_2$、容量为n_1和n_2的两组抽样。

我们证明，这两组抽样属于平均值相同的两个集合，而$\bar{x}_1$和$\bar{x}_2$之间存在的差数是由于偶然原因引起的。此时通常假定这两个集合的总离散值是相等的（$\sigma_1^2=\sigma_2^2$）。

例3。再来看例2。在黑海地区16个县的抽样中，代役租的数额等于4.6卢布（S=1.7卢布）。假设黑海地区16个县的代役租数额等于3卢布（S=1.26卢布），试检验黑海地区和非黑海地区的代役租平均额总的来说是否相等。

① 提出待检验假设：随机抽样平均数间的差异，即H_0：$\overline{x}_{1\text{平均}} = \overline{x}_{2\text{平均}}$。

② 取作斯图登特分布的t值为统计量。在本例中

$$t = \frac{\overline{x}_1 - \overline{x}_2}{S\sqrt{1/n_1 + 1/n_2}}, \qquad (9.4)$$

其中$\overline{x}_1$和$\overline{x}_2$——抽样平均数；n_1和n_2——抽样容量；S——小容量抽样时集合中σ的未知数值：

$$S = \sqrt{\frac{S_1^2 k_1 + S_2^2 k_2}{k_1 - k_2}}, \qquad (9.5)$$

其中$k_1 = n_1 - 1$，$k_2 = n_2 - 1$；S_1和S_2——根据公式（9.2）求得的数值。

如果S_1和S_2事先没有代出，那利用下列公式计算S较为方便

$$S = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{n_1}(x_i - \overline{X}_1)^2 + \sum_{i=1}^{n_2}(x_i - \overline{X}_2)^2}{n_1 + n_2 - 2}}。(9.6)$$

③ 计算t_ϕ。为此，首先根据公式（9.5）计算s：

$$S = \sqrt{\frac{(1.7)^2 \cdot 15 + (1.26)^2 \cdot 15}{30}} \approx 1.5。$$

所以

$$t_\phi = \frac{4.6 - 3}{1.5\sqrt{1/16 + 1/16}} \approx 3。$$

④ 取$a = 0.05$。

⑤ 据$a=0.05$和$k=k_1+k_2=30$，查附表2，得$t_{kp}=2.04$。

⑥ 可见，t_ϕ大大超过临界值，黑海地区和非黑海地区代役租数额相等的假设被否定。

应当指出，在大容量抽样时，可以利用额定偏差t为统计量：

$$t=\frac{\bar{x}_1-x_2}{\sigma/\sqrt{n}}\quad,\qquad(9.7)$$

其中$n=n_1+n_2$；σ——大容量抽样时集合中乘方偏差平均数的未知值，

$$\sigma=\sqrt{\frac{\sigma_1^2n_1+\sigma_2^2n_2}{n_1+n_2}}\quad。\qquad(9.8)$$

在σ_1和σ_2事先不能代出时，不用公式（9.8），而用下列公式

$$\sigma=\sqrt{\frac{\sum_{i-1}^{n_1}(x_1-\bar{x}_1)^2+\sum_{i-1}^{n_2}(x_1-\bar{x}_2)^2}{n_1+n_2}}\quad。\qquad(9.9)$$

3. 检验离散值的标准

通常，为了说明集合中特征变化的性质，不仅要评价该特征的平均值，而且要在抽样数据的基础上来评价其离散程度。

例4。再来看例2。假定，根据其他研究者的结果，认为$\sigma_{r.c}=1.2$卢布。这是否正确？根据公式求得$S=1.7$卢布。

① 检验假设：$\sigma_{r.c}$和S间的差异是由偶然原因引起的，即是说，集合中特征（代役租）乘方偏差平均数的数值等于1.2卢布：

$$Ho:\ \sigma_{r.c}=1.2\ 。$$

② 利用数值x_2为统计量：

$$x_2=\frac{S^2k}{\sigma^2_{r.c}}\ ,\qquad (9.10)$$

其中$k=n-1$；S——$\sigma_{r.c}$的估值（据公式（9.2）求得）。

③ 求统计量的实际值：

$$X^2_{\Phi}=\frac{(1.7)^2\cdot 15}{(1.2)^2}=30.14\ 。$$

④ 取a的数值级，例如$a=0.1$。

⑤ 据$a=0.1$和$k=15$，查附表3，得$X^2_{kp}=22.3$。

可以看出，表中所列X^2的值都符合于单面检查，即是和假设相矛盾的，被认为是过分大于统计量的数值（大于X^2_{kp}）。但是，x^2的过分小的数值也会导致对假设的否定，所以要对假设进行双面检查。为此，在表3中查出相应于概率$a/2$和$1-a/2$（即0.05和0.95）的x^2_{kp}的值。得$x^2_{kp1}=7.26$和x^2_{kp2}

$=25.00$。因此，只有在十分之一（$a=0.1$）的抽样时，x^2的值才可能在7.26—25.00的界限之外。7.26—25.00的组距就是允许数值区，而极限区由0—7.26的数值和大于25的数值组成。

⑥ 因此，无论是单面检查还是双面检查，结果都相同——待检验假设被否定（$x^2=30.14$），我们不能认为可以从$\sigma_{.c}=1.2$卢布的集合中取得我们所设的抽样。

附注。在大容量抽样时，x^2的分布接近于正态分布。如果$k>30$，可取下列数值作为统计量：

$$t=\sqrt{2x^2}-\sqrt{2k-1}, \qquad (9.11)$$

该数值属于正态分布。查附表1可以得出t_{kp}，由此得出

$$X_{kp}^2=(1/2)(t_{kp}+\sqrt{(2k-1)})^2。 \qquad (9.12)$$

两离散值相等的标准。例5。从前述例2已知两种抽样的平均数值$\bar{x}_1$和$\bar{x}_2$。试检验集合中平均数相等（$x_{1c.c}=\bar{x}_{2\ .c}$）的假设。这时，可利用总离散值相等（$\sigma_1^2=\sigma_2^2$）的极为重要的假定。利用根据公式得来的S_1^2和S_2^2的估值可以检验这种假定。

如果取S_1^2/S_2^2，那可以看出，为了与关于离散值相等的假设相吻合，这种比例关系不应过大，也不应过小。S_1^2/S_2^2称为离散比，用F来表示。在附表4(1)和4(2)中，列有概率$a=0.05$和0.01时

的F值。

① 因此，待检验假设是关于总离散值相等的假设： $H_0: \sigma_1^2 = \sigma_2^2$。

② 统计量是离散比F_ϕ

$$F = S_1^2/S_2^2。 \qquad (9.13)$$

③ 求F的实际值：

$F_\phi = (1.7)^2/(1.26)^2 \approx 1.8$。

④ 取a值为0.05。

⑤ 查表4(1)，在$a = 0.05$、$k_1 = k_2 = 15$时，得出$F_{kp} = 2.40$。

可以看出，为了利用表4(1)，S_1应取两值中较大的S，这样F就永远大于1。因为F=1时，与待检验假设最为相符，如果F大大超过1，那假设就要被否定，而这符合于单面检查。因此，在这种情况下我们的标准是单方面的，而临界区是由超过F_{kp}的F值组成的。

⑥ 将F_ϕ和F_{kp}进行比较，可以看出，F_ϕ进入允许值区，0.05数值级上的假设不被否定。

4. 检验相关的标准

在研究具有几个特征的客体集合时，迟早会出

现有关这些特征间相关的问题，一个特征的数值和另一个特征的数值有从属关系的问题。为了解决这样的问题有许多方法，其中包括假设检验理论中的方法。首先要研究两个质量特征间存不存在相关的问题。

不相关标准。已知含有mL方格的表格给出了两种质量特征的分布（m——一种质量特征的次序数，L——另一特征的次序数）。在表的每一格里都填有频数n_{ij}（i——行号，j——栏号），具有一种特征i次序与另一种特征j次序的集合中客体的数量相等（表1）。

表 1　　工人组根据两种特征的分布

受教育情况	超额完成计划		
	是	否	Σ
初等教育	5	25	30
不完全中等教育	15	25	40
中等和中等专业教育	20	10	30
Σ	40	60	100

如何根据该表的数据来确定教育水平和完成计划的程度之间是否存在相关？

可以看出，超额完成计划工人的比重，在第一组（初等教育）为5/30，或≈16%，在第二组（不完全中等教育）为15/40，或≈38%，在第三组（中

等和中等专业教育）为20/30，或≈67%。

如果这两种特征之间不存在相关的话，每一组中超额完成计划的工人的百分比应该是相同的，并且和列于总计栏的数相符合（40/100=40%——总计有40%的工人超额完成计划）。即是说，在每一组中，40%的具有相同教育程度的工人（不管这种教育程度如何），都在超额完成计划（见表2）。

表2是以下列方式编制的。每一行的第一个数都为该行总计的40%，即第一行的第一位数是30·0.4=12，第二行是40·0.4=16，第三行是30·0.4=12。相应地每一行的第二位数等于该行总计的60%。同时，各行和各栏的总计保持不变。

表 2　工人组根据两种特征的分布

受教育情况	超额完成计划		
	是	否	Σ
初等教育	12	18	30
不完全中等教育	16	24	40
中等和中等专业教育	12	18	30
Σ	40	60	100

通过各行和各栏的总计来表示这些数字。因此，在特征不相关的情况下，在表的i行j栏中列出的是数 $\tilde{n}_{ij}=\frac{n_i \cdot n_j}{N}$，其中$n_i$——i行总计；$n_j$——j栏总

计；N ——集合的容量。

将表1和表2进行比较，就可以看出这些情况的不同。可以把n_{ij}和$\tilde{n}_{ij}$间的差数当成这种不同的衡量标准。这种差数平方，再除以$\tilde{n}_{ij}$，并且所得结果按表的各格总和。结果得到具有x^2分布的数值。

① 检验计划完成的程度和工人的教育水平无关的假设。

② 取下述数值为统计量：

$$x^2=\sum_{i=1}^{L}\sum_{j=1}^{m}\frac{(n_{ij}-\tilde{n}_{ij})^2}{\tilde{n}_{ij}}。\qquad(9.14)$$

原始频数愈接近特征不相关情况时的频数，统计量的数值愈接近于零。这就是说，统计量的大数值必然会对待检验假设作出否定。

③ 求统计量的实际值：

$$X^2_{\phi}=\frac{(5-12)^2}{12}+\frac{(25-18)^2}{18}+\frac{(15-16)^2}{16}+\frac{(20-21)^2}{21}+\frac{(20-12)^2}{12}+\frac{(10-18)^2}{18}$$

$$\approx 15.8。$$

④ 取$a=0.1$。

⑤ 查附表3，找出X^2_{kp}。可以看出，在本例中k按公式$k=(L-1)(m-1)$计算。因而$k=(2-1)(3-1)=2$，$X^2_{kp}=4.61$。

在本例中进行的是单面检验，因为X^2的小数值

和不相关假设不矛盾。

⑥ 将X^2_ϕ和$X^2_{t\rho}$比较，可以看出X^2_ϕ进入临界区，有关特征不相关的假设在$a=0.1$时被否定。至于特征相关的程度，标准没有对这一问题提供答案。

离散分析的标准。如果两种特征中只有一种特征是数量的，可用离散分析法来解决两种特征间是否存在相关的问题。根据一种因素，将集合分成几个组（这一特征称为因素特征），那末在每一组中可以计算出另一特征的平均数值（它应是数量的，称为结果特征）。可以看出，如果这些特征不相关，这些组的平均数也就不应该有不同。

例6。再来看前例，计算按质量特征（受教育程度）组成的三个组完成计划的百分比（即现在这一特征被看成是数量特征）。假定根据原始数据，计算出第一组（初等教育）完成计划的百分比为90%，第二组（不完全中等教育）为95%，第三组（中等和中等专业教育）为110%。可见这三组平均数值间存在差异。

如果我们认为特征是不相关的，这种差异就是由偶然原因所引起的，而不是由分组（受教育程度）的影响所致。现在计算整个集合完成计划的平均百分比。以$\bar{x}$表示总的平均数，$\bar{x}_i$表示组平均

数，n_i表示组的数目。$\bar{x}$按下列公式计算：

$$\bar{\bar{x}} = \frac{\sum_{i=1}^{k} \bar{x}_i n_i}{\sum_{i=1}^{k} n_i} \quad (9.15)$$

在本例中，$\bar{\bar{x}} = \frac{90 \cdot 30 + 95 \cdot 40 + 110 \cdot 30}{100} = 98\%$。

现在来计算特征离散值(完成计划的百分比)。我们已知，S^2为根据从n个样本中抽样作出的离散抽样估值。而这一数值可以分为两个组成部分：$S^2_{\phi_{akT}}$和S^2_{ocT}。S^2_{ocT}计算原始数值对相应的组平均值的偏差；$S^2_{\phi_{akT}}$计算这些组平均值对总的平均数的偏差。因此$S^2_{\phi_{akT}}$和S^2_{ocT}称为因素离散和剩余离散的估计值。

利用离散比$S^2_{\phi_{akT}}/S^2_{ocT}$，检验本例中特征不相关的假设。

① 检验结果特征（完成计划的百分比）和因素特征（受教育程度）不相关的假设。

② 取离散比$S^2_{\phi_{akT}}/S^2_{ocT}$为统计量，特征间相关愈紧密，离散比就愈大。$S^2_{\phi_{akT}}$按下列公式计算：

$$S^2_{\phi_{aT}} = \frac{\sum_{i=1}^{k} (\bar{x}_i - \bar{x}) n_i}{k-1}, \qquad (9.16)$$

其中$\bar{x}_i$——组平均数；n_i——组人数；k——组数；$\bar{x}$——根据公式（9.15）计算出的总平均数。

$S^2_{\hat{\sigma}_{CT}}$ 不能直接计算，但可这样来求得：

$$\frac{S^2(n-1) - S^2_{\phi_{aT}}(k-1)}{n-k}。$$

⑤ 求统计量的实际值．为此先按公式(9.16)计算$S^2_{\phi_{aT}}$：

$$S^2_{\phi_{aT}} = \frac{(80-98)^2 \cdot 30 + (95-98)^2 \cdot 40 + (110-98)^2 \cdot 30}{2}$$

$$= 3300。$$

为了计算S^2，应当知道所有客体结果特征的单个数值。设这些数值已知，并根据它们计算出$S^2 = 400$。即是说：

$$S^2_{\hat{\sigma}_{CT}} = \frac{400 \cdot 99 - 3300 \cdot 2}{97} \approx 340,$$

$$F_\phi = \frac{S^2_{\phi_{aT}}}{S^2_{\hat{\sigma}_{CT}}} = \frac{3300}{340} \approx 9.7。$$

④ 取$a = 0.01$。

⑤ 查附表4（1），得出F_{kp}。在本例中，$k_1=k-1$和$k_2=n-k$，其中k——组数；n——抽样容量。即是说，在$a=0.01$，$k_1=3-1=2$和$k_2=100-3=97$时，$F_{kp}\approx 4.83$。

⑥ 因为$F\phi>F_{kp}$，所以$a=0.01$时，待检验假设被否定。

5. 一致的标准

假设统计检验理论的一个最重要部分，是根据抽样数据对有关研究客体在总的集合中分布规律假设的检验。这就是说，相应于特征在抽样中分布的变量级数反映了这一特征在集合中分布的某种规律。

这种未知分布是完全可以确定的，比如说是正态分布。这种假设的分布称为理论分布，而抽样分布称为经验分布。当然，在理论分布和经验分布之间可能有某种差异。为了评价这些差异是和抽样的随机率，还是和不正确地选择了分布的理论规律相关，于是就规定了一致的标准。

经验分布和理论分布间X^2的一致标准。我们已知的χ^2分布可以用来检验关于理论分布和经验

分布间一致的假设。

例7。设有关于二十世纪二十年代叶卡捷林诺斯拉夫省200户农民收支中用于文化需要（文具、书籍、杂志、医药）的数据，即是说，有给出特征的经验分布的变量级数（表3）。

表 3　　经 验 分 布

用于文化需要的支出，卢布	农户数，占总数的%
2卢布以下	8
2—3	16
3—4	30
4—5	28
5—6	14
6卢布以上	4
	100

我们要检验，这些数据是否和关于特征在集合中作正态分布的假设相一致。为了将现有数据和理论数据进行比较，需要确定相应于特征在正态分布时变化的每一组距的频数。为此必须根据原始数据求平均数和特征离散值。利用原始（未分组）数据，求得$\bar{x}=4$卢布和$\sigma_x=1$卢布（为了计算方便，$\bar{x}$和σ_x都取整数）。

现在，为特征变化的每一组距求额定偏差值t_j：

$$t_j=(x_j-\bar{x})/\sigma_x, \qquad (9.17)$$

其中x_i——组距的高限；i——组距号。

现将它们的数值列入表4。

表 4　　理 论 分 布

支出卢布	$t_i=(x_i-\bar{x})/\sigma_x$	$F(t_i)$	$\widetilde{f_i}$
0—2	−2	0.023	0.023
2—3	−1	0.159	0.136
3—4	0	0.5	0.341
4—5	1	0.841	0.341
5—6	2	0.977	0.136
6卢布以上	—	1	0.023

本表第三栏的数字查附表7求得。在这一表格中，给出了t的每一数值的不超过t的额定偏差概率F(t)。对于t的负值，F(t)可根据公式1−F(|t|)求得。因此，在t=−2时，应当取1−F(2)=1−0.977，在t=−1时，1−F(1)=1−0.841=0.159，在t=0时，F(0)=0.5，t=1时，F(1)=0.841等等。对于最后一个组距，取F=1。

所以，我们得出了特征x(支出)具有不超过2，3，4等卢布的数值时的概率。为了求得该特征进入(比方说)2—3组距的概率，应该根据这一组距高限时的概率数F，来计算其低限时的F，得$\widetilde{f}$=0.159−0.023=0.136。以相同的方法，求得进入每一组距的概率数(理论频数)，这些数值列于表4第4栏。

为了保证与经验数据的可比性，用百分比来表示理论频数$\tilde{f}$。将理论和经验频数值列于同一表内（表5）。

表 5　　理论和经验分布的对比

支出	频数%	
户布	经验	理论
2户布以下	3	2.30
2—3	16	13.6
3—4	30	34.1
4—5	33	34.1
5—6	14	15.6
6户布以上	4	2.3
	100	100

可以看出，经验和理论数间存在差异，但是应当测定这种差异的程度。可运用第四节中利用过的方法来计算：

$$X^2=\frac{N}{100}\sum_{i=1}^{n}\frac{(f_i-\tilde{f}_i)^2}{\tilde{f}_i},\qquad(9.18)$$

其中f_i——经验频数；$\tilde{f}_i$——理论频数；n——特征变化的组距数。

显然，理论分布和经验分布间愈一致，X^2愈接近于零，即是说，X^2的大数值能否定特征在集合中作正态分布的假设。

① 因此，检验农户按文化需要作正态分布的

抽样的假设：

$H_0: f_i = {}'f_i$ 。

② 根据公式（9.18）计算统计量。

③ 计算统计量的实际值：

$$X^2_{\phi} = 2\left\{\frac{(3.7)^2}{2.3} + \frac{(2.4)^2}{13.5} + \frac{(4.1)^2}{34.1} + \frac{(1.1)^2}{34.1} + \right.$$
$$\left. + \frac{(0.4)^2}{13.6} + \frac{(1.7)^2}{2.3}\right\} \approx 2(1.47 + 0.44 + 0.53)$$
$$\approx 4.88。$$

④ 取a = 0.1。

⑤ 查附表3，找出X^2的极限值。k = n − L − 1，其中n为组距，即6。L为正态分布的参数数目，根据抽样数据求得。所以，我们求得 x 和σ_x，L = 2。因此，k = 6 − 2 − 1 = 3；k = 3和a = 0.1时，X^2_{kp} = 6.25。

⑥ 因为X^2_{ϕ}小于极限值，所以正态分布的假设不被否定。

6. 随机性的标准

为了利用统计标准并对所得结果作出正确解释，就必须使抽样是随机的。史学家常常要和自然抽样打交道，组织这种抽样的条件他不清楚，即不清楚是何种原因恰恰是这些数据、而不是其它的数

据保存下来并传到他的手里。在这种情况下，极为重要的是要检验现在的抽样是不是随机的。为了进行这种检验，有一些专门的标准。

系列标准。这一标准可用以检验样本在抽样中排列先后顺序的随机性。为此，要确定特征$\bar{x}$（或者中位数）的平均数，然后，大于$\bar{x}$的数以1来表示，而小于$\bar{x}$的数以零来表示。这些数以某种方式进行替换。每一组相连续的零或者1称为系列。如果系列数过大或者过小，就可以假定抽样是按某种规律组成的，而不是随机的。已知在抽样容量为 $n>10$时，系列数R近似于正态分布，其平均数 $\bar{R}=(n+1)/2$，乘方偏差平均数$\sigma_R=1/2\sqrt{n-1}$。

因此，如果系列数大大偏差于平均值，就能否定抽样是随机性的假设。

例8。研究按特征“马的数量”：0，3，2，1，0，5，1，2，8，0，对10户农民的抽样。

① 抽样是随机抽样的假设是待检验的。

② 统计量t是系列数R对平均数的额定偏差：

$$t=\frac{R-\bar{R}}{\sigma_R}。\qquad(9.19)$$

求$\bar{R}$和σ_R：

$$\bar{R}=\frac{n+1}{2}=5.5,$$

$$\sigma_R=\frac{1}{2}\sqrt{n-1}=1.5。$$

因此，公式（9.19）具有下列形式：

$$t = \frac{R - 5.5}{1.5}。$$

③ 为了计算$R\phi$，求出

$$\bar{x} = \frac{\sum_{i=1}^{n} x_i}{n} = 2.2。$$

小于或者等于2的x_i数以零来表示，而大于2的数以1来表示：0，1，0，0，0，1，0，0，1，0。因而，$R\phi = 7$。

$$t\phi = \frac{7 - 5.5}{1.5} = 1。$$

④ 取$a = 0.1$。

⑤ 由于R是正态分布，查附表1，在$a = 0.1$时，找到$t_{kp} = 1.65$。

⑥ 比较$t\phi$和t_{kp}，可以看出，根据抽样的数据，没有理由否定这一抽样的随机性质，因为$t\phi < t_{kp}$。

序列差方法。这一标准也用来检验抽样的随机性，为此要计算抽样序列样本间的差数：$a_1 = x_2 - x_1$，$a_2 = x_3 - x_2$……，$a_{n-1} = x_n - x_{n-1}$。然后，计算这些差数的平方积，并计算

$$c = \frac{\sum_{i=1}^{n-1} a_i^2}{2S^2(n-1)}, \qquad (9.20)$$

其中n——抽样容量；S^2——总离散值，并根据下列公式计算：

$$S^2=\frac{\sum_{i=1}^{n}(x_i-\bar{x})^2}{n-1}。\qquad(9.21)$$

因而，在n≥20时，C近似于正态分布，平均数$\bar{C}=1$，乘方偏差平均数$\sigma_c=\frac{1}{\sqrt{n+1}}$。

所以，C$_\phi$愈大于1，就愈有理由认为抽样是非随机性的。

例9。按照马的数目，重新对农户进行抽样，但要增加新的样本，使其数目等于20：0，3。2，1，0，5，1，2，8，0，3，2，2，0，1，0，0，3,6，1。

① 检验抽样是随机抽样的假设。

② 取额定偏差t为统计量：

$$t=\frac{c-\bar{c}}{\sigma_c}。\qquad(9.22)$$

在本例中$\sigma_c=\frac{1}{\sqrt{n+1}}=\frac{1}{\sqrt{21}}$，而$\bar{c}=1$，所以

$$t=(c-1)\sqrt{21}\approx 4.6(c-1)。$$

③ 为了计算C$_\phi$，应当根据公式（9.20）求出C。首先根据公式（9.21），求S^2（n－1）和$\bar{x}$，

$$\bar{x}=\frac{\sum_{i=1}^{n}x_i}{n}=2,$$

$$S^2(n-1)=\sum_{i=1}^{n}(x_i-2)^2=92。$$

现在，可排出序列差：3，－1，－1，－1,5，－4，1，6，－8，3，－1，0，－2，1，－1，0，3，3，－5，并求出它们的平方积：

$$\sum_{i=1}^{n}a_i^2=213。$$

将求得的数代入公式（9.20），得

$$C\phi=\frac{213}{2.92}\approx 1.16。$$

由此可知$t\phi=0.16\cdot 1.6=0.736$。

④ 取$a=0.1$。

⑤ 查附表1，在$a=0.1$时，找出$t_{kp}=1.65$。

⑥ 因为$t\phi<t_{kp}$，所以关于抽样随机性的假设不被否定。

7. 在历史研究中使用标准的特点

1. 对于社会科学来说，课题的形式化能使复杂的相互关系简化。这种课题的统计表达通常并不

相同于待检验假设，但是，选择能最好地反映具体历史研究课题的统计假设是适当的。

2．应当指出，阐明规律性，确定相互关系的问题是社会科学的本质问题。在这种情况下，重要的不是确定在实际上并不存在联系的地方有无联系。所以，通常要检验的是有关缺少相互联系、规律性的假设。还要指出的是，检验假设时数值级的选择，即否定正确假设的概率的选择，完全取决于对研究客体及其课题的了解。有时，重要的与其说是减小数值级，不如说是要提高标准的级，目的是对待检验假设的否定实际上是承认它（尤其是对于有关平均数值或者集合离散值的假设的检验），这就要求对具有相当大数量级a的假设进行检验。

3．最后，史学家通常要碰到的并不是抽样，而是集合本身。在这种情况下，根据数据计算出的参数不要求借助于抽样理论或者假设检验理论来评价。但是，假设检验对于确定联系或者分布规律的课题还是有意义的，这种联系或者分布规律在小规模的集合中，由于偶然因素的影响可能模糊不清。此时，假设的检验不是为了将已得结论推广至某个范围更大的集合，而是为了确定所得结论对于该集合中现有的条件来说，有多大的规律性或者有多大的随机性。

第九章
多维统计分析法

在研究数量较多的史料时，原始信息常常可能表现为一连串无意义的客体，而每一客体都有一系列特征（指数）来加以说明。作为客体的，可能有农户、居民点、行政区域单位等，而作为特征的，则有所研究客体的社会经济或者人口学结构的各种指数。这样，我们就可以设有n个客体，每一客体有m个特征加以说明。用X_{ik}表示i客体的k特征值。于是，原始信息可能表现为表的形式，这种表称为数据矩阵。该表有n行（按客体数）和m栏（按特征数）。因此，该表的每一行相应于一个客体，而每一栏表示一个特征（见下图）。

正如分析大数量史料的经验所表明的，客体数可能达到成百上千，特征数也可能按数十来计。显然，在有大量客体和特征的情况下，对数据矩阵进行直接（目力）分析实际上是效果不大的——只能

客体号	特征号			
	1	2	……	m
1	X_{11}	X_{12}	〃 〃 〃	X_{1m}
2	X_{21}	X_{22}		X_{2m}
〃	〃	〃		〃
〃	〃	〃		〃
〃	〃	〃		〃
n	X_{n1}	X_{n2}	〃 〃 〃	X_{nm}

揭示出所研究客体的个别特点，得到局部的例证。在这样的条件下，就出现了要将原始数据合并和集中的课题，即对大量的特征和大量的客体加以总结性评述。借助于现代的多维统计分析法可以解决这样的课题。旨在分析大量特征的结构和揭示总结性因素的方法称为因素分析法，而分析大量客体的结构的方法称为自动分类法。

1. 自动分类法

对所研究的现象和客体进行分类是整个科学，其中也包括历史科学的一项极为重要课题。在社会历史研究中，这一课题通常是由于解决类型学的需要而出现的。建立类型学的传统方法通常是在说明

这些客体的一个（或者两个、三个）特征的基础上，对所研究的客体进行分组（后一种情况下的分组称为组合分组）。应当指出，按类型学分组的传统方法是旨在通过在一个分组特征的轴线上确定组距界限的方法，来揭示出性质上相同的客体组；这种方法具有非形式的性质，并且是在以前研究的内含概念和经验的基础上来进行的。

多维计量分析法发展的现代水平和电子计算机的应用，使得对客体的分类得以建立在更广泛和更客观的基础之上——可以考虑客体在给定特征系统内分布的全部本质的、结构类型学特征和性质。

现在，有使用电子计算机对多维客体进行分类的一系列方法。而习惯上将这些方法分成两组。第一组方法与“认识”和对客体证明为同一的课题有联系，因而称之为类型断定法。断定的意义就在于，可以将提供给电子计算机的任何一个具有最小误差概率的客体，列入事先编制好的一个类别。在这种情况下，首先给计算机输入客体的“运算序列”（知道每一个客体，它属于哪一类别或者类型）。然后，计算机在运算后，应断定所研究集合中的新客体属于哪些类别。

分类的另一种更为普遍的方法不仅包括将客体列入一个类别，而且同时要编制“类型”本身，而

类型的数目事先可能是不知道的。在缺少运算序列的情况下，这样的分类是在力求将某种意义上相似的客体归为一组的基础上来进行的，并且要使各组（类别）的客体尽可能的不相似。这样的方法称为自动分类法（群集分析）。

群集分析。所有的m特征都按数量等级进行计量。此时，n个客体中的每一个都表示为特征的m量度空间的一点。这些点在所研究空间中分布的性质决定着客体在给定的指数系统中相似和区别的结构。

可以根据相应点之间的距离来判断客体的相似。对相似的这种理解的内含意义意味着，客体在所研究的空间愈接近、愈相似，同名指数数值间的差区就愈小。

为了确定两点在多维空间的接近程度，通常利用欧几里得距离，该距离等于为给定的两个客体所取的同名指数数值差平方和的平方根：

$$d_{ij}=\sqrt{\sum_{k=1}^{m}(X_{ik}-X_{jk})^2}\quad(i,\ j=1,\ \cdots\cdots,\ n,\ ),\tag{10.1}$$

其中d_{ij}——i和j客体间的欧几里得距离；X_{ik}——i客体的k指数值。

计算每两个客体间的距离，得平方矩阵，其大

小为n × n（据客体数）；这一矩阵显然是对称的，即$d_{ij}=d_{ji}$（i，j=1，…，n）。

距离矩阵D是运用群集分析法，包括序列合并法的基础，在社会经济研究中常常利用这一方法来对客体进行多维分类。这一方法的基本思想是将分组的客体——先是最近的，后是彼此较远的进行序列合并。进行分类的程序是按序列步骤进行的，每一步是将两个最近的客体组（群集）进行合并。

有确定客体组之间距离的各种方法。通常，两群集接近程度确定为所有的成对客体（一个客体属于一个聚点，而另一客体属于另一个聚点）间距离的平方平均数：

$$D_{pq}^2=\sum_{i\in x_p}\sum_{j\in x_q} d_{ij}^2/n_p n_q \quad (10.2)$$

其中D_{pq}^2——p和q群集间的接近程度；X_p—p群集；X_q——q群集；n_p——客体在p群集中的数目；n_q——客体在q群集中的数目。

群集分析的序列合并法程序的第一步，是研究客体间距离的初始矩阵，并据以确定最小数$d_{i_1 j_1}$；接着，将最近的有i_1和j_1号码的客体合并为一个群集，在矩阵中去掉有号码j_1的行和栏，而从新的群集（号码为i_1）到所有其它群集的距离按公式

（10.2）来计算——在这种情况下，这些距离的平方等于从i和j客体到其它每一个客体距离平方的和之半。将这些重新计算出的距离值列入矩阵D的i_1行和i_1栏。

程序的第二步是，根据含有n—1行和栏的矩阵D，确定最小数$d_{i_2 i_2}$，并组成有号码i_2的新的群集。这个群集可能是合并两个客体，也可能是一个客体和i_1群集合并的结果。接着，在矩阵D中去掉有号码i_2的行和栏，再重新计算有号码i_2的行和栏，等等。

因此，群集分析法包括n—1个类似的步骤。这时，在完成k（$k \leqslant n-1$）步骤后，群集的数目等于n—k（它们中的一些可能是单个的客体），而矩阵D的大小是（n—k）×（n—k）。在程序结束时，即在完成（n—1）步骤后，可得到合并了所有n个客体的群集。

群集分析中的一个重要问题是要选择必需的群集数。在一些情况下，群集数可根据先验的设想来选择，但更经常的是该数要在组成群集的过程中，根据它们的同类性和彼此相距程度的某些指数（例如组内离散值或者变量的指数）来确定。

另一个重要的问题是分类结果和所利用的指数数值标准的依存关系。从公式（10.1）得出结论，

指数数值标准的变化导致了客体间距离的变化。例如，如果某个以卢布表示的指数转变为戈比，那末这就会在计算接近程度 D_{ij}^2 时，将这一指数的相对“贡献”扩大$(100)^2 = 10,000$倍。所以，为了消除原始数据的这种不同类性，应通过计算平均数和除以乘方偏差平均数的方法，使指数合乎标准，以致每一指数的离散值等于1，而平均数为0。从而，使所有的指数从确定所研究客体的相似性观点来看都是等值的。

例1。以十九世纪和二十世纪交替时期欧俄各省农业分类的课题为例，来说明群集分析的上述方法。为了叙述简便起见，取省和它们农业发展的指数的数目为小数。比方说，取6个西北省份和2个特征：①农业雇工占当地工人的百分比；②好地中贵族土地的比重。

组成数据矩阵，其大小为 6×2（表1）。计算出每一指数的平均数和乘方偏差平均数，使它们合乎标准（表1）。利用公式（10.1），计算每两个省在两个特征数据区域内的距离（表2，上部）。在表的下部列入以d_{ij}之数除以这些数中最大的数（在本例中最大数是$d_{4,5} = 3.363$）得来的标准距离。

根据群集分析序列合并法的第一步骤，求出表2下部的最小数（$a_{3,1} = 0.062$），并将3和1的客体

合并为一组（特维尔省和普斯科夫省）。由距离矩阵中去掉第三行和第三栏，确定第一行和第一栏的新的数值，转而进行合并的第二步。现在，最小数是5和6客体间的距离（$d_{5,6}=0.063$），因而可将爱斯特兰省和立弗兰省合并为一组等。以此类推，第三步（$D_{pq}=0.101$），将1，3和2的客体合并为一组（即将诺沃戈罗德省合并到普斯科夫省和特维尔省）；第四步，再将彼得堡省合并到这一组（$D_{pl}=0.344$）；最后，第五步，将全部6个省合并为一个共同的组。

表1　　特征的原始和标准数值

省　份	特征的原始数值		特征的标准数值	
	农业雇工占当地工人的%	好地中贵族土地的比重	农业雇工占当地工人的%	好地中贵族土地的比重
普斯科夫省	0.027	0.140	−0.80	−0.93
诺沃戈罗德省	0.052	0.168	−0.76	−0.71
特维尔省	0.029	0.116	−0.78	−1.13
彼得堡省	0.068	0.267	−0.47	0.18
立弗兰省	0.305	0.407	1.44	1.39
爱斯特兰省	0.298	0.324	1.38	1.19
	$\bar{X}=0.126$	$\bar{X}=0.247$	$\bar{X}=0$	$\bar{X}=0$
	$\sigma=0.124$	$\sigma=0.115$	$\sigma=1$	$\sigma=1$

对所得分类结构进行分析，可以看出，6个省可以分为两组：1，2，3，4为一组，5和6为一组；

同时可以详细说明每一组的结构。例如，（1，2，3，4）组是由极为接近的客体（1，2和3，最大距离$d_{2,3}=0.126$）和离它们相对较远的客体4（从这一客体到（1，2，3）组的客体的最小距离等于$d_{2,4}=0.276$）组成的。如再仔细分类（成三个群集），可分成（1，2，3）、（4）和（5，6）三组。

表2　　特征双量度区域中各省间的"距离"

编号	省　份	各省间的"距离"					
		1	2	3	4	5	6
1	塔尔科特省	0	0.221	0.209	1.152	3.225	3.048
2	哥沃克罗格省	0.066	0	0.496	0.931	3.038	2.865
3	特维尔省	0.062	0.126	0	1.350	3.363	3.190
4	彼得伊省	0.343	0.275	0.491	0	2.265	2.126
5	立弗兰省	0.959	0.903	1.069	0.679	0	0.210
6	爱斯特兰省	0.906	0.855	0.948	0.652	0.063	0

2. 因素分析

许多历史研究的一个极为重要内容是揭示和分析可以描述某种现象或者过程的指数间的相互联系，以及这些联系的结构。

多维统计分析方法——因素分析在解决这一课

题时能提供极大的帮助。大家知道，两个或者更多的指数相互有联系，或者是因为它们彼此制约，或者是因为有某个不包括在给定的组之中的潜在特征对它们中的每一个在起作用。在因素分析中，依据的是第二种情况。这一方法的基本假设如下：任何一种现象或者过程都可以通过小数量的某些潜在的、总括性的量来加以描述，这些量不能直接观察，但却作用于“外表的”、可观察到的指数，决定它们的变化，从而制约它们间的相互关系。现象的这些潜在的量在因素分析中称为共同因素。

比方说，我们来看诸如资本主义的发展水平、居民的结构及其可动性、某一组人的生活水平或者文化水平、农户的规模等这样的概念。显然，所有这些总括性指数能说明实际存在的现象和过程，但却由于其表现的多面性而不能够直接进行计量。另一方面，史学家（比方说）在研究十九世纪末——二十世纪初俄国的农民状况和探讨某一年中某一组农民的情况时，将说明农业中资本主义发展的指数：雇工的数量、马的数量、租赁的规模等列入自己的研究之中。如果所研究集合中的大多数农户都具有按照资本主义方式从事经营的特征的话，所列举的指数显然和其他某些社会经济量有着密切的相互联系。在这种情况下，可以说，对于每一组农户

来讲原始指数间存在相互关系，可以用从事经营的资本主义方式这样总括性的量来加以解释。如果研究资本主义才旦刚开始发生地区的农民，研究者就不会发现上述相互联系。相反的情况也是正确的——资本主义发展指数和一系列其它的社会经济参数间相互关系的存在能说明给定的农民组，作为一个领头的组，基本上是按照资本主义方式经营的。

因此，对于某一现象中指数间相互关系的复杂结构，因素分析可解释成这一现象具有小数量的潜在的、总括性的量——共同因素。每一共同因素都在某种程度上影响着所有的原始指数；在最大程度上由这一因素决定变化的指数显然在彼此间有着紧密的联系。原始指数在因素分析中被看成是“无独立性的”变数——它们的变动，即从一个客体向另一个客体的变化是由出现于该现象中的共同因素的相应变化所制约的。但是，共同因素对每一指数的决定并不是全部，而是它的一部分，这部分和其它原始量的变化相一致，有相互联系。为了解释指数的个别不一致的变化，可利用所谓的特征因素。换言之，可以假定，每一原始指数的变动由小数量的共同因素（这些共同因素影响所有的指数，并制约它们间的相互关系）和特征因素（只影响给定的指数）的集合的影响所决定。

因素分析可以揭示出共同因素、对它们的内含作出解释、评价它们对各个指数和对所研究现象总体上的影响、从数量上来表示每一个所研究客体的指数数值，据此就有可能解决在加工大数量史料时出现的一系列课题。

我们以X_1，X_2，……，X_m表示原始指数，f_1，f_2，……，f_k表示共同因素，e_1，e_2，……，e_m表示特征因素。因素分析的基本模型可排成下列形式：

$$
\begin{aligned}
x_1 &= a_{11}f_1 + a_{12}f_2 + \cdots + a_{1j}f_j + \cdots + a_{1k}f_k + u_1e_1,\\
x_2 &= a_{21}f_1 + a_{22}f_2 + \cdots + a_{2j}f_j + \cdots + a_{2k}f_k + u_2e_2,\\
&\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\\
x_i &= a_{i1}f_1 + a_{i2}f_2 + \cdots + a_{ij}f_j + \cdots + a_{ik}f_k + u_ie_i, \qquad (10.3)\\
&\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\\
x_m &= a_{m1}f_1 + a_{m2}f_2 + \cdots + a_{mj}f_j + \cdots + a_{mk}f_k + u_me_m.
\end{aligned}
$$

在这里，x_1，x_2，…，x_m当成是属于多维正态分布的随机量；f_1，…，f_k，假定为独立的、与零平均数和单位离散值成正态分布的随机量；特征因素e_1，…，e_m被认为是既彼此独立，也与共同因素，与零平均值和单位离散值独立的随机量，参数u_i，$i=1$，…m，评价特征因素e_i对x_i的影响；共同因素的数目k假定要比原始指数的数目m少得多；其中的每一数a_{ij}，$i=1$，…，m，$j=1$，……，k，表示j共

同因素对i特征影响的程度，称为因素量。为了使原始指数在其平均值和离散值上的差异不影响进行分析和分析的结果，要将这些指数标准化，即要这样来改组：使平均数等于零，而离散值为1。在模型（10.5）和以后各处，原始指数被认为是标准的。

因素量根据相关矩阵来计算，并表示成因素分析基本表格的形式（见表3）。在上述有关模型（10.3）的假设中，每一因素量a_{ij}都是j共同因素和i原始指数间的相关系数，并且具有这一系数的全部特征。

表3　　因素量

特征号	因素号						共同性
	1	2	…	j	…	k	
1	a_{11}	a_{12}	…	a_{1j}	…	a_{1k}	h_1^2
2	a_{21}	a_{22}	…	a_{2j}	…	a_{2k}	h_2^2
•	……	……	……	……	……	……	…
i	a_{i1}	a_{i2}	…	a_{ij}	…	a_{ik}	h_i^2
•	……	……	……	……	……	……	…
m	a_{m1}	a_{m2}	…	a_{mj}	…	a_{mk}	h_m^2
因素基值	V_1^2	V_2^2	…	V_j^2	…	V_k^2	所有因素的共同基值D

h_i^2为评价所有共同因素影响i指数的程度。参数v_j^2根据下列公式计算：

$$V_j^2 = a_{1j}^2 + a_{2j}^2 + \cdots + a_{mj}^2, \quad j = 1, 2, \cdots, k。$$

(10.4)

因素基值可以表示为指数的全部总离散值的百分比（因为指数是标准的，它们的总离散值等于m），即表示为$\left(\sum_{i=1}^{m} a_{ij}^2 / m\right)100\%$。

在因素分析中得到的第二个表格（见表4）有n行（按客体数）和k栏（按共同因素数）。每一数b_{ij}，$i = 1, 2, \cdots, n$，$j = 1, 2, \cdots, k$，称为按j因素的i客体的因素权。因素权是分解出的共同因素对现有n个客体中每一个客体的数值。

表4　　因素值

客体号	因素号					
	1	2	…	j	…	k
1	b_{11}	b_{12}	…	b_{1j}	…	b_{1k}
2	b_{21}	b_{22}	…	b_{2j}	…	b_{2k}
…	…	…	…	…	…	…
i	b_{i1}	b_{i2}	…	b_{ij}	…	b_{ik}
…	…	…	…	…	…	…
n	b_{n1}	b_{n2}	…	b_{nj}	…	b_{nk}

现在看一下可以运用因素分析来解决的课题的基本类型。

确定总括性的量。这是因素分析的基本课题。为了解决它，必须计算和分析因素量表，并对所得出的共同因素作出解释。求出总括性的量就能加深有关所研究现象的概念，从形式上证明解释原始指数间相互关系内含上的概念，或许还能得出有关这些相互关系的原因的新假设。

计量总括性的指数。前面已经指出，某些指数，例如生活水平，资本主义发展水平和农户规模等，由于其表现的多面性，不能直接进行计量。可以利用因素分析来对它们进行间接的评价。但运用这种方法时要有一定的条件，即总括性指数和相应于它的局部指数（它的为对客体直接计量提供可能的外在表现）间的比例关系可以通过因素分析的单因素模型来加以描述。实际上，正象根据某些特征系统分析出的共同因素影响这些特征和制约它们的变动那样，总括性指数也影响其局部量和决定它们从一个客体向另一个客体的变化。

在这种情况下，进行分析的程序如下。研究者要选择应该取得某个总括性指数的数量值的客体组和能够最充分地描述这一指数的特征组。根据史料或者进行直接计量来确定所选出客体特征的数值。

然后，根据得出的数据矩阵，对给定的、应分析出共同因素的、等于1的数进行因素分析。分析出的共同因素就将是给定的总括性指数。借助于求得的因素量数值，可以确定每一特征去评述总括性指数的比较可能性。随后计算因素比，就可以用数量来表示每一客体的这一指数。

信息的压缩。正如已经指出的，因素分析是能够以少量的独立量——共同因素来对一连串原始指数进行描述的方法。据此，n×k规模的因素比表4可以看成是包含于n×m规模的数据矩阵中的信息压缩。每一共同因素都是集中包含相关特征组信息的容量较大的客体量。但是，共同因素所模拟的只是指数变化的共同部分，这部分又要受到它们相互关系的制约；有关每一指数以特征因素来加以解释的变化的信息，在转为共同因素时逐渐丧失。原始指数之间组成的联系规模愈大，这些联系愈紧密，信息的丧失就愈小。以小数量的集中量来描述客体的可能性本身是有用的。例如，根据农业发展水平、其土地集约化的程度和质量来对各省进行比较，根据其经济潜力来对各国进行比较，企业——根据规模，家庭——根据生活水平等，较之根据决定每一个总括性量的指数的集合来比较要有效得多。此外，从原始指数转为小数量组合特征的思想

用于解决分类课题也是富有成效的。

客体的分类。运用多维分类法的史学家的主要任务，就是要说明所得各客体组内部的共同性。在特征区域规模大时，解决这种课题常常是很困难的。在此情况下最为有效的办法是利用因素分析，它可在信息丧失不多的情况下，使原始特征区域转为小数量的容量较大的量——共同因素。随后在所得客体因素比的基础上进行分类，就可以得出通常容易加以解释的结果。

如果分析出的因素不超过三个，客体的分类就可能是直观的，可以图示的。例如，在有两个因素的情况下，一个因素的因素比数值可作为客体的横坐标，另一个因素的因素比数值则为纵坐标。于是，每一客体就可以用点描绘在平面上。应当把客体点的群集解释成相似的、相同的组。如果共同因素多于三，在某些（一、二或者三个）分析出的因素区域中，类似的图示分类也可能是有意义的。

所以，因素分析作为多维统计分析的一种方法，可以有效地运用于有分析数量信息任务的许多历史研究之中。运用这一方法的史学家的工作有两个基本方面。一是，为数学加工原始数据矩阵作准备，二是，对以因素量表和因素比表来表示的数学加工结果加以理解，并作出富有思想的解释。利用

因素分析可以解决的基本课题是：寻求所研究现象的内部结构和总括性量，对所考察的客体进行分组和分类。

* * *

在结束对多维计量分析法的探讨时，我们要指出，目前有一种在分类时同时使用因素分析法和自动分类法的趋势。其基本程序是：

第一种程序——即首先用自动分类法求得客体在特征的原始多维区域中的分组，然后用因素分析法，揭示出小数量的基本因素（通常限两个因素）。结果，每一客体都可以用点表示在两个主要因素的平面上，而每一个群集则是点的组。这些组在因素平面上的位置决定着其中每一组的"状态"，并能对所得各组的密集程度和它们的相对距离程度作出直观的说明。

第二种程序——首先运用一种因素分析法，然后根据所得的每一客体因素比的值，在由因素数目确定的、已经较小规模的区域中来对客体进行自动分类。在有大数量的意义相同的特征，并且其中许多特征相互有联系和在相当程度上彼此重复时，通常也利用这样的方法。

第十章
电子计算机在历史研究中的运用

在前面几章里，已经阐述了利用计量方法进行科学分析的基本原则，展示了这些方法的长处和局限。还要提醒的是，在对历史现象和过程的研究中，利用计量方法的无庸争议的优点是可以建立这些现象和过程的模型、对所利用信息的可靠性和准确性，以及所得结果的置信度作出评价，同时能对各种研究结果进行比较。但正如在利用其它方法时一样，只有在对所研究的现象进行深刻分析的基础上，并且具体进行数学加工时，这些优点才能显示出来。这就告诫史学家，不要在没有对问题和材料事先进行认真分析之前，就轻率地去利用数学方法和计算技术，以期迅速得到实质性的结果。忘掉了方法论理论和科学方法的决定性作用，任何对相应课题的数学提法，任何对其解决方法的选择，任何对信息选择的正确方法，而最重要的是，任何对所

得结果的正确阐述，都是不可能的。换言之，研究者在求助于电子计算机时，应该已经想象到他可能取得什么样的结果、怎样取得，并且应该如何对它们作出解释，即他应该已经有明确的富有内容的假设，数学方法和计算机技术能帮助证明或者否定这种假设。因此，历史研究的基础依然是理论和方法论，是内含分析，而具体方法和技术虽然是重要的，但起的是辅助作用。

* * *

利用现代计量分析方法和计算技术的研究有一系列阶段。只有在和电子计算机"对话"的基础上，这种逐步使分析深化的方法才可能是富有成果的。电子计算机所取得的结果不应该以大量意义不大或者无法解释的信息来阻塞，而是要为深化分析创立基础。

现在来详细地看一下每一个阶段。

①建立研究者想要肯定或者否定的假设——这实际上是任何科学工作中都必须要有的阶段。但是，利用计量方法建立假设对研究者提出了更高的要求，因为假设决定研究方向，保证最充分地理解问题，并且也是选择数据的标准和对这一题目各种工作结果进行对比的基础。所以，在建立假设，并

在其基础上随后形式化时，对所有的基本概念、定义和公式都应该仔细地加以考虑，目的是在对它们解释时排除单值性，揭示出它们的相互关系。例如，关于全俄市场形成的时间界限假设就要求去揭示诸如商品市场出现的时间、统一的商品市场建立的结果、地方和地区性市场等概念。

假设的建立和相应于这一假设的现象或者过程的模型设计有直接关系，而在建立模型时，自然就会出现有关这一模型所利用的一连串数据（研究客体的量）的问题。

②模型化可以揭示出所研究客体的最本质特点，抽象出歪曲潜在的，但却是客观的规律性的大量因素的偶然影响。此时，对于相当复杂的假设来说，可以建立能够研究问题的各个方面的不同模型。

根据模型选择数据。例如，在研究统一的农业市场时，其形成的模型就是市场价格同一化的过程及其同步增长；此时，要从评述市场的多种多样指数中，选择有关主要农产品（黑麦、燕麦、劳动力、土地和役畜）价格的数据。

可以将对数据的某些共同要求列述如下。首先，数据应该是同类的，即是从在这些数据的研究过程中没有变化的同一集合中得出的。每一特征的

计量单位应该是固定的。其次，所利用的数据应该准确和可靠，即在完全相符地反映所研究现象的实质方面是可置信的。数据不可能总是没有歪曲．因而在这种情况下，最好是能对这些数据的准确性作出判断，因为准确性影响着所得结论的置信度。

在研究者确信自己的数据可靠、准确和同类，并且根据他采用的模型选出指数后，他面临的问题就不是对客体进行抽样研究，而是集合研究。如果集合的容量过大，就会出现取代表性抽样的问题。

在进行抽样后，史学家常常碰到的必须解决的问题是要填补一系列客体的某些特征所缺的数值。所缺数值不都是特征的零值，它们通常都意味着，这种信息由于某些原因丧失了。如果在全部客体的大半数中都没有有关某一特征的信息，这样的特征通常就可以不予分析。如果缺数不是那么多，就可用逻辑方法或者统计方法来填补。逻辑方法就是根据和这些数据逻辑上有联系的其它特征的数值，来对欠缺的数值进行恢复和估算。例如，知道总产量和耕地面积，就可以来估算单产量。当然，在大多数情况下，这种估算常常要复杂得多。

统计估算的一个最简单方法就是用特征的算术平均数来填补缺数。为了表示我们所感兴趣的特征和与它关系最紧密的特征之间的依存关系，更为准

确的方法是用回归方程来计算。

③ 在客体集合已经组成，特征和数据都已确定后，应该将数据编成电子计算机加工所需要的形式。数据表示的形式由具体计算方式所决定。在这种情况下，数量特征通常不要求作某些实质性的变动，而质量特征则常常要译成数码。

质量特征的译码和历史现象的形式化有关系，并且相应地要求在考虑特征的所有可能标准及其相互联系时要十分仔细。例如，象职业这样的特征就有大量的标准，可以按照不同的方式来分类。最常用的是级别编码，即根据不同水平来编码，这时职业首先按照经济部门来分类，然后按照产品类别等等。

将准备好的编码数据记入标准表格，再由计算中心的工作人员将这些数据转到穿孔卡片上。在这一阶段，由于将原始数据不正确地列到表格上（登录错误、遗漏、不正确编码），或者由于将表格上的数据不正确的穿孔，可能会出现错误，所以要花很多时间来反复检查和改正错误。史学家应该学会自己来穿孔，这在改正错误和加工数量资料时是有益处的。

④ 选择解决所提课题的数学方法，因而，加工数据的形式是和课题的形式化、模型化相联系的。比

方说，研究和揭示特征间的关系，方法可能是相关、回归、因素熵分析；研究客体集合的结构是因素、群集分析；研究按时间顺序的发展过程是动态级数分析等等。

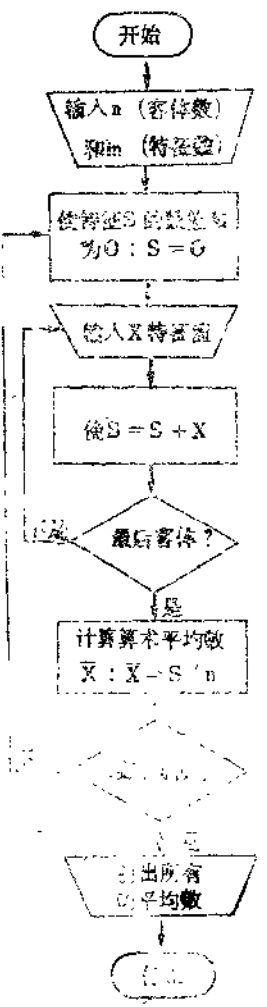
方法的正确选择要求研究者熟悉作为具体方法基础的基本原则和它们的局限性。有时，一种方法虽然完全适用来研究给定的模型，但所得出的结果却是不正确的、无意义的，因为没有实现利用这一方法的某个条件。例如，线性相关就不可能对普遍意义上的有无联系问题作出回答，而“自然”抽样不一定是有代表性的。

⑤ 再一步是根据课题的数学形式建立解决该题的算法。这种算法有时可表示成框架图。下图是计算客体某一集合特征的算术平均数的算法框架图例。

由图中的框架图可以看出，电子计算机的全部动作可分为四类。这就是输入和输出信息，信息的储存或者记忆，信息加工和控制完成各种运算的顺序。

为了能使计算机工作，必须要有称为运算方式的程序来保证。为电子计算机工作所编制的运算程序是以一种专门语言来实现的。

⑥ 最后，在进行解释的阶段，研究者要根据所



得结果检查自己的假设，并且建立新的，更为复杂的，重新要电子计算机帮助的假设和模型。所以，计量分析和电子计算机只不过是研究的一种手段，而研究结果的质量和置信度是数据可靠和运用计量方法得当的结果。在这种情况下，对历史研究中利用计量方法所花的大量劳动、时间和精力的补偿是，计算可以有高速度和高度的确准性，并有可能去加工很大容量的信息。

第三篇

在历史研究中运用计量方法的基本方面

下面我们将简要评述在苏联史学家的研究中运用计量方法的基本方面，而在下面的各章里将探讨在对各种历史现象和过程的研究中运用这些方法的具体例子。这种探讨的目的在于，一方面表示在研究众多的历史现象中运用计量方法的有效性，另一方面通过具体的例子，揭示运用这种方法提出研究任务到对计量分析的结果作出解释和形成结论的全部机制。从而表述出在运用计量方法中理论的和方法论的主导作用、系统的和完整的对待所研究现象和过程的实质，以及计量分析的具体方法和技术。

对历史研究中运用数学方法和利用电子计算机技术可能性的兴趣，在苏联及其它国家（如美国、法国、民主德国、波兰等）的史学家中是在五十至六十年代之交出现的。从那时起，不仅运用现代数学方法和电子计算机的研究项目的数量迅猛增加，

而且出现了联合这方面的研究人员的专门科学研究中心，不断举行有关在历史研究中运用计量方法和电子计算机问题的国际会议，在一系列国家中开始出版定期的专门刊物。在苏联，最积极从事运用数学方法和电子计算机来研究的是莫斯科、列宁格勒、塔林、诺沃西比尔斯克的史学家。在这方面起领导作用的是苏联科学院苏联史研究所、莫斯科大学历史系、爱沙尼亚苏维埃社会主义共和国科学院历史研究所。这方面的著作由苏联科学院历史学部的“历史研究中运用数学方法和电子计算机委员会”进行协调。

在美国，“计量史学”研究的主要机构是安纳波利斯的政治研究校际中心（它是1962年组织的）以及社会研究所政治科学中心，它在组织上与美国历史协会、美国政治科学协会有联系。

在欧洲国家中，瑞典于1965年在乌普萨拉大学的历史部组建了由C·G·安德烈和S·隆德维斯特领导的研究小组。在联邦德国的科隆大学组建了历史和社会学研究中心，并在此基础上创建了在历史学中运用计量方法的国际委员会。

六十年代苏联形成了在历史科学中运用数学统计方法的基本方面。这首先是出版了论述在历史科学中运用计量方法的可能性和范围及其地位等一般

性问题的著作。

在具体的历史研究中运用电子计算机和数学统计方法的初步经验，是和整理俄国社会经济史，首先是农业史方面的地方性历史统计数据联系在一起的。

七十年代标志着运用数学统计方法和电子计算机从事历史研究的发展的新阶段。

而目前阶段的显著特点已不是其数量的简单增加、运用范围的扩大、具体方法和手段的多样和完善，而首先是提出了用传统方法难以或者根本不可能解决的研究课题。

苏联史学家注意的中心和以前一样，依然是对俄国社会经济史的研究。在这方面，俄国农业史的研究占据主导的地位。其研究的主要目的是全面揭示所研究现象的内部本质和结构，而不是对它的某些方面和特点进行单个的、局部的考察。达到这一目标的主要方法是模型化。例如，苏联史学家运用相关和回归分析法加工大量的统计数据，对农民和地主经济内部体制进行研究，得出了十七——二十世纪俄国社会经济结构的模型，弄清了它们的作用和相互关系的某些特点。

在这种情况下，能够利用的不仅有关于农民和地主经济的原始资料（可以区别这些经济的不同类

型），而且有各类综合数据，它们通常被认为不适用于去分析农民和地主经济内部的社会经济结构。例如，帝俄地方自治会的农民经济调查的原始资料可以用来根据某些特征对农户进行分组，并分析各组经济的内部结构。但是，十九世纪末——二十世纪初地方自治会统计的庞大资料中的绝大部分，是以按村（农村公社）、乡和县的综合报表形式公布的。俄国资本主义时期农民史方面的其他珍贵史料也具有这种综合的性质（例如，1916—1917年的农业调查）。所以，史学家所面临的任务是，为了阐明农民经济的资本主义发展程度，必须制定分析综合数据的方法。运用计量方法，包括相关分析和回归分析，就可以十分顺利地来解决这一难题。

七十年代，数学方法在对二十年代苏联农村的土地关系和农业市场的研究中获得了广泛的应用。

最新研究方法的广泛运用提高了史学家对史料数据准确性和代表性的要求的严格性，运用数学方法可以提高史料的信息传递，保证对它们进行批判分析的高水平。故而，在历史研究中，愈来愈大的注意力是集中在抽样法上。

在历史学的史料研究中运用数学统计方法和电子计算机技术，使得进入计量分析范围的不仅有统计资料，而且有描述性资料和版本资料。例如，在

版本考证学中运用数学方法和电子计算机不仅可以检查根据运用传统方法所作出的评价的可信度，而且可以获得一系列新的有意义的结论和考察结果。

对于从事社会政治史的研究者来说，寻求新的有效的方法也是有代表性的。在这方面，应该指出苏联史学家正努力运用新方法去分析诸如阶级和政治斗争、农业政策等历史发展中的复杂现象。运用计量方法的一个传统方面是历史人口统计学研究。计量方法在考古学中的运用也愈来愈广泛。

在研究具体历史现象和过程中，运用计量方法自然要求去解决一系列运用它们的理论和方法论问题，其中包括计量方法在历史科学中的地位和作用的问题。

当前阶段一个极其重要的特点是，苏联史学家注意于对国外在历史研究中运用数学统计方法的经验的研究，包括对国外在制定加工和分析历史信息的具体方法和手段方面的史料研究经验的吸收。

现代资产阶级的历史编纂学正经历着深刻的思想和方法论危机，一些进步的学者正在寻求摆脱这一危机的出路，这已然成为一种趋势。这种寻求首先是在历史认识的方法论和历史研究方法方面进行的。资产阶级的历史编纂学家认为自然科学方法，首先是计量研究方法，似乎是可以使历史成为真正

科学的手段。然而，资产阶级史学家赖以运用计量方法的那些理论和方法论的局限性和错误性妨碍了对这些方法的有效利用。所以，在认识西方学者的经验中最为珍贵的不是具体的历史研究结果，而是在这方面所创立的具体方法和手段，以及电子计算机史料信息库。所有这一切可以通过美国史料研究的例子清楚地看出来。

正如美国研究者们本身所承认的那样，新的一代计量史学家把自己的全部努力首先，并主要集中在收集数据、寻求新的并深入研究很少得到研究的史料、建立综合数据，以及制定加工和保存历史信息的统一规程上。这方面有说服力的证明是安纳波利斯的“电子计算机信息库”，它收藏有极其丰富的数据，有约一千一百万张有关国会选举结果、投票名单和美国史的其它史料的数据卡片。

按照安纳波利斯样式，建立了各种史料数据档案馆，其范畴包括社会史，特别是“新兴的”城市史。在这些档案馆中，保存有十九世纪下半期——二十世纪的工业调查和居民调查材料，以及美国农业史的材料。美国历史编纂学在这方面的重要工作是制定了“费城社会史方案”，该方案是输入电子计算机，并描述十九世纪下半叶费城二百五十万居民职业的历史数据档案的组成部分。所以，建立电

子计算机历史信息库的方法和技术值得注意和研究。

至于说到历史研究的性质和水平，那在这方面典型的是，美国“计量史学”的代表人物不仅将对历史过程的研究分隔成一些个别的部分，而且力图将对基础现象的研究排除于历史研究范围之外。而经济史方面的大量研究也具有经验研究的性质（利润的增长、收入的分配和土地投机买卖等）。

个别的研究人员还试图进行更为广泛的概念性研究。但就连西方史学家本身也感觉到了这种概念性研究的缺乏说服力。因而，他们呼吁一方面要寻求某种共同的历史认识论，另一方面则要使“计量”历史科学和“传统的”历史科学彼此接近，这种接近的主要目的似乎是要寻求人类行为的精神道德原因和结果。

以上就是在历史研究中运用计量方法的简要情况。

第十一章
研究社会经济现象和过程的计量方法

社会经济史研究的客体是一切表示历史发展的客观的和内部受制约的性质的现象，是一切说明社会生活具有其固有结构的各种体制的集合，是表现为这些体制的某种动态过程的东西。这样的研究通常是在研究大数量的客体和现象的基础上进行的，并且一定要把揭示所研究的社会体制内部实质的总括性结论包括在其内。社会经济发展现象和过程的大数量性质决定了大数量资料，包括社会经济史方面的大数量统计史料的积累。而且，只有在广泛的和全面的研究这些数据的基础上，才能既在总体上、也在其各个方面来揭示社会经济发展的内容和过程、内部实质、规律性和特点。列宁在强调利用大数量史料对于研究近现代社会经济史的意义时写道："有许多问题，而且是涉及到现代国家的经济制度和这种制度的发展的最根本问题，过去是根据

一般的估计和大致的材料加以解决的，现在如果不根据按某一个一定的纲要收集并经统计专家综合的关于某一国家全国情况的浩繁材料，就无法加以比较认真的研究。"（《列宁全集》，第16卷，第420页）因此，社会经济史客体的属性、数据的性质决定了在研究社会经济过程中运用计量方法的可能性和必要性。

对社会经济客体、现象和过程的研究，就象任何历史研究一样，都包括形成其实际基础——史料基础这样一个重要阶段。总结性的结论、对研究现象、客体和过程实质的具体历史评价，以致全部研究的科学的、社会的意义，都取决于史料有多大的可靠性、准确性和代表性，即这些史料在多大程度上正确地和全面地反映着所研究现象、客体和过程的具有代表性的特点。进一步完善评价史料的方法成了一项极为重要课题的原因也在于此。而计量方法的运用，使得我们有可能在解决社会经济史的史料学问题中迈出向前的、具有重要意义的一步。

社会经济史研究要去揭示各个国家和地区社会发展的历史规律性、性质和特点，就必须首先去全面分析复杂的社会经济客体和现象，研究它们各个组成部分的相互关系，即是说，要提出分析社会经

济客体和现象的课题。在解决这一课题中，最为有效的研究方法是计量分析法，包括运用相关分析、回归分析和因素分析，建立社会经济现象和过程的数量模型。

研究社会经济史一个不可分割的部分，就是要对社会经济客体、现象和过程的多样性进行比较分析，确定出共同的和特殊的东西，阐述社会经济发展中各种因素发展的阶段和形式，即要对社会经济客体和现象作出分类学上的分类。运用数学统计方法和电子计算机，首先是多维分析法，就可以在一个全新的水平上来解决这一极为复杂和基本的问题。

最后，计量方法和电子计算机的运用，证明其在对社会经济现象和过程动态的研究和揭示社会经济发展的具体历史内含和形式的变化中，有着广阔的前景。

这些就是在社会经济史的研究中运用计量方法和电子计算机的基本问题。

1．处理社会经济史大数量史料的计量方法

对社会经济史大数量史料进行史料学分析的基

本目的是确定记录于这些史料中的数量资料的可靠性、准确性和代表性。

研究者会相当经常地碰到某些数量资料包含在两个或者两个以上史料中的情况。自然也就会出现要对它们的可靠性和准确性进行比较的问题。通常在解决这一问题时，要去比较根据各种史料得出的特征的算术平均数。这样的比较是必要的，并且应该以揭示各厂平均值本质的数学统计方法为基础。但是，比较平均数值对于揭示相应系列的数据的相似程度却是不够的，因为这种比较不能表示特征在进行比较的级数变量的相似程度。可以通过计算相关系数的方法，来揭示数据在各种级数中的共轭性。

还在二十世纪初，就利用上述方法检查过十九世纪至二十世纪之交俄国粮食单产数据的相似程度，这些数据是中央统计委员会、农业部和地方自治会收集的。例如，中央统计委员会和农业部于1885—1908年记录的有关各省单产数据的相关程度是很高的（系数超过0.90）。中央统计委员会和地方自治会的数据间的相互关系也是很密切的。因而，我们可以判定，三个各自独立的史料来源中的数据的可靠性是很高的。

但是，研究者往往要碰到这样的情况，这时各

种史料的指数缺少共轭性，并且它们的平均数值也没有差异。在这种情况下，或者是一种史料是可靠的，或者是两种史料都不可靠，这就出现了要检验这种两者择其一的问题。当有关某些现象和过程的资料只含于一种史料中时，也会出现这样的问题。

系统分析和计量方法可以解决这一问题。其解决的原则是这样的：社会生活的任何现象都是更为广阔的系统的一个组成部分。在系统正常发挥作用时，其所有的组成部分都保持平衡状态，即处于相互联系之中。因此，将这些数据列入其它指数的集合之中（这些指数能对包括所研究现象在内的系统作出说明），就有可能来揭示某一史料是否可靠。

如果关于某一现象的数据记录于其他指数的集合中，即是说和它们是相互联系的，那这些数据就是可靠的。反之，它们就不可靠。例如，史学家掌握有欧俄部分农业雇工数按省的数据，这些数据是1897年和1901年的调查所记录的。这些数据彼此间没有关系（相关系数等于0.01），只有利用将它们包括于有关农业发展的其它指数系统中的方法，才能解决这些数据可靠性的问题（见表1）。

由此可见，1897年调查中关于雇工劳动的数据完全和播种面积的规模没有关系，即是说，农业生产的相对规模不决定使用雇佣劳动的程度。使用雇

表1　农业工人的拥有量和社会经济发展的其他因素间的相关关系

因　　素	1897年的调查	1901年的数据
有雇工的农户，（占总农户的%）	0.75	−0.01
识字的，（%）	0.81	−0.09
播种面积（俄亩，按农村人口）	0.01	0.57
供应产品的牲畜（头数，按人口）	0.39	0.20
粮食单产（每俄亩，普特）	0.28	−0.31

佣劳动和单产与供应产品牲畜的拥有量间的相互关系不密切，而与使用雇佣劳动的农户的比重(0.75)，即与资本主义的广泛发展，与反映资本主义发展的一般水平的识字程度（0.81）有着密切的联系。总之，1897年的资料能被相当完整地列入其他指数的系统。

1901年的资料却是另一种情况。它们和播种面积的规模密切相关，而和产品畜的拥有量关系不大。这是因为1901年有关雇工的资料是根据对土地和牲畜的需要的统计进行计算的。1901年的资料和有雇工、能识字的农户的比重完全没有关系，而和单产甚至有相反的关系。从总体上讲，1901年的资料不列入从现象的内部本质来说应与之有联系的其他指数的系统。

所以，1897年调查的有关各省在农业雇工上拥有量差异的材料是可信的，而1901年的材料在这方

而却是不可信的。用同样的方法可以来检验许多其他数量指数的可靠性，即可以解决重要的，但困难的史料学方面的课题。

在研究大数量历史现象和过程中所面临的另一个尖锐问题，是判断具体历史数据是否具有代表性问题：这个问题又可以分为质量和数量两个方面。

史料数据质量方面的代表性是由它们在多大程度上反映所研究现象和过程的最本质的特点和性质，即由揭示它们的内部实质的可能性来确定的。质量方面的代表性可以通过对所研究现象和含有用于分析这一现象的史料进行理论和内容分析的方法来确定。

当研究者根据的不是整个集合，而是其一部分来判断它们时，就会出现数量方面的代表性问题。这时，研究者本人可按照抽样法的原则和要求，根据集合的资料来对所利用的数据进行抽样，或者进行自然抽样，这种抽样的容量不可能发生变化，而其代表性是应该能够加以检验的。

研究者在从集合数据中进行抽样时遵守抽样法的要求，并检验所利用的自然抽样的代表性是极为重要的史料研究阶段，这一阶段能为分析任何现象和过程所必需的、准确的和无争议的事实建立基础。

在引用大容量的、难于全面加工的大数量史料时，运用抽样法可以得到明显的研究成果。在这种情况下，进行一系列抽样可以获得能评述的研究客体集合的有代表性的数据。利用抽样法来顺利解决重要的研究课题的一个明显例子，是根据1918年职业调查的数据来研究苏维埃工人阶级的社会结构。

1918年职业调查的原始材料约有一百万张工人个人卡片，其中包含几十项有关工人阶级的各种人口统计学的、社会经济的和其它的特征，并包括与工人阶级内部分化有联系的特征（工龄、工厂劳动的连续时间、和土地的关系、工人阶级补充的来源等）。显然，只有利用抽样法才能进行这样大量的工作。

中央统计局于1918年秋冬进行的职业调查包括31个省（当时已建立苏维埃政权，并包括14个经济地理区中8个区的全部或部分）：中央工业区，中央农业区，中伏尔加区，下伏尔加区，乌拉尔地区，北方区，临湖区和西部地区。利用有目的选择的方法，从每一个区中选出典型单位——省，它的工人在抽样中可代表全区的工人。这不是数学方法，而是纯粹的内含法。对省进行抽样的基础是对全区各个省工人阶级发展的具体历史特点进行分析，将全区工人阶级的共同的、有代表性的特点和

各省的特点加以对比。对俄罗斯各区工业无产阶级的形成和发展的条件和特点进行具体历史分析的结果，就能抽样出代表这些地区的省份。

下一步，利用随机机械抽样法按各省进行抽样。将从经济区内有目的地选择省份的方法和从这些省份中进行随机抽样调查的方法结合起来，这是对1918年职业调查进行抽样加工的最有效方法。在这一研究阶段，必须解决从各个省的资料中进行机械抽样的比重问题。

考虑到课题的特点（必须分析大量的能揭示工人阶级内部结构的特征），可进行专门的试验性研究，这种研究可以根据工人阶级结构的具体历史特点，来解决适用于各个地区的抽样容量的问题。为了确定能保证对特征作出足够准确评价的抽样量，要在试验性研究中进行几次不同容量的抽样。

对雅罗斯拉夫尔省进行10.5和1%的抽样。根据对各个容量抽样中特征经验分布的分析，确定保证被分析各组代表性的最适宜的样式。在这种情况下，机械抽样的方法不用于同类集合，而用于复杂集合。由于在调查材料中工人阶级是分布于数量很大的各个生产组之中，因此，就要去检验在抽样容量相同的情况下所有各生产组的代表性如何。这一工作的结果部分反映在表2。

表2　根据1918年调查，雅罗斯拉夫尔省工人按生产组的分布

（占工人总数的%）

生产分组	抽样（平均值）			平均值的可信组距			
	10%	5%	1%	10%	5%	1%	
采矿	2.1	2.3	1.6	1.7—2.5	1.6—3.1	0.8—2.4	
金属加工和机器制造	5.3	5.0	4.1	4.9—5.7	3.6—6.2	2.1—6.1	
木材加工	2.6	2.8	3.0	1.7—2.7	1.9—3.7	1.8—5.8	
食品工业	13.6	12.9	14.7	12.5—14.7	11.2—14.6	11.1—18.3	
棉花加工	57.1	55.4	54.3	55.6—58.6	53.2—57.6	29.4—39.4	
亚麻加工	29.6	26.0	25.3	22.3—24.9	23.6—28.4	20.9—29.7	

由上表可以看出，三种抽样所描绘的工人按部门分布的情景大体是一样的。证明这一点的是平均数值的可信组距相交叉，一种抽样的组距的数值包括其他抽样的组距的数值。较小容量抽样（1%）的可信组距一般地说包括较为准确，即较大容量抽样（10%和5%）的可信组距。所有生产组或者绝大部分组的可信组距相交叉证明抽样不仅大体上在各省间具有代表性，而且在每一生产组中也有代表性。

确定自然抽样的代表性归根结底是要揭示这些抽样的随机程度。遗憾的是，在这方面史学家不能依靠在进行抽样时所使用的这样严格的确定其代表性的数学方法。在确定自然抽样的代表性时，历史内含分析法具有决定的意义。但是，也可以利用计

量方法来检验自然抽样的代表性的某些重要问题。例如，可以运用计量方法来检验特征在抽样中变量的随机性。因为在随机抽样中有这样的变量，所以揭示出这种变量可以来解决有关自然抽样随机性，因而也是其代表性的问题。

2. 社会经济现象结构的分析

在史料中缺少能直接说明所研究现象的社会经济内容的大数量统计数据时，就必不可免地要借助于依靠史料中已有指数的结构分析来研究这些现象。这种研究课题归结起来就是要揭示出这些特征的相互关系，并对它们的内容作出解释。现在看几个例子。

分析地主经济的内部结构对揭示十九世纪下半叶至二十世纪初俄国农业资本主义的发展条件具有重要的意义。

在改革时代，存在两种地主经济的经济组织形式：剥削自由雇佣劳动力为基础的资本主义形式和剥削附近受奴役的农民的工役制形式（所谓第一类工役制）。地主经济沿着由工役制过渡到从事资本主义经营方式的路线发展。而实际上，在地主经济

中，工役制和资本主义的系统方法都以某种结合的方式交织在一起。这就使得要去揭示地主经济中的工役制和资本主义系统方法的直接对比关系成为不可能。此外，史料中也不包含有关于工役制和从事经营的资本主义形式的关系的系统资料。结果就形成了一种极为独特的局面：在具有浩繁的有关资本主义时期地主经济的大数量史料时，却不可能用传统方法来解决有关俄国地主经济社会结构的性质问题。

要解决这一问题就要完善研究方法——利用系统方法和结构计量分析法。即是说，要转为利用史料中现有的有关地主经济组织的各方面资料，去完整地研究地主经济的内部结构，去建立这种结构的模型。

表3　资本主义和工役制方式的地主经济的相关模型

特征	相关系数					
	1	2	3	4	5	6
	工役制方式					资本主义方式
农具价值	×	0.62	−0.35	0.52	−0.67	−0.06
牲畜价值	0.75	×	−0.21	0.26	−0.44	−0.22
用于工人的支出	0.91	0.68	×	0.10	0.67	−0.66
用于役畜的支出	0.61	0.49	0.58	×	0.07	0.35
总支出	0.79	0.53	0.91	0.56	×	−0.51
农业收入	0.57	0.37	0.69	0.39	0.87	×

第一阶段是对地主经济两种极端的组织形式——工役制的和资本主义的作出明确的理论描述。建立这种内含实质模型的基础是马克思关于资本主义生产和列宁关于改革时期地主经济的评述。按照资本主义方式组织的地主经济结构的特点，应该是它的各个组成部分有相互依赖关系和密切平衡，在私人生产资料的拥有量、对劳动力的使用、支出和收入方面保持比例关系。而工役制经济的结构，由于其主要是以农民经济的生产技术为基础的，所以没有这种平衡和比例关系。据此，进行指数的抽样，用数量方法对这些指数进行加工和分析就可获得有关地主经济内部结构的信息。

地主经济内部结构中最重要的指数是有关在地主经济中使用雇佣劳动力，拥有牲畜、农具，以及有关地主收支情况的资料。至于分析资料的方法，它应该能揭示各分析出指数间相互关系的密切程度。数量特征相互关系密切程度的最可靠的数字指数是相关系数。可以根据有关对地主从事经营的方式和地主经济状况的数量特征（有关使用劳动力，拥有牲畜和农具的情况的资料）的直接指示的史料进行加工和分析，来检验这一方法与所研究现象的实质的相符程度。

接着，分别计算说明以工役制和资本主义方式

经营的两组庄园其地主经济状况指数间的相关系数。因而，就有了直接地揭示两种类型的地主经济的结构和建立其相关模型的可能性。这些模型（表3）说明所选择数学方法的相符程度，并且是两种类型的地主经济结构的固定模型。

由表3可以看出，在按照资本主义方式组织生产的庄园组中，各主要生产成分间的相互关系是正相关，并且在大多数情况下是极为密切的。特别重要的是，农具和牲畜的拥有量和花费在劳动力上的支出有十分密切的关系。这意味着，使用雇佣劳动力规模的扩大伴随着生产基础的扩大，即经营是在使用地主役畜和农具的基础上、通过自由雇佣农业工人，也就是说按照资本主义方式来进行的。在工役制庄园组中观察到的是相反的情景。在这方面，农具和牲畜的拥有量自然是有比例的。但是，这种拥有量甚至在很小程度上也与花费在劳动力上的支出没有关系（相关系数低，并且是逆相关）。这一组庄园中的经营主要是在使用附近农民的农具和牲畜的基础上进行的。所以，在经营中所使用的劳动力的增大（或者缩小）都不要求这些庄园的地主相应地增大（或者缩小）现有的役畜或者农具。所得出的相关模型说明地主经济是工役制类型的。

建立相关模型的主要结果，是表明了在没有直

接表示其性质的具体历史资料，即没有有关自由雇佣和奴役性工役雇佣的比例或在生产的各部门中工役制和资本主义方式的比重的资料时，揭示地主经济的社会经济结构的可能性。相关模型所提供的是即使没有这样的资料也能，并且可以准确得多地来揭示地主经济内部社会经济结构的实质信息。因而就开辟了一条根据大数量史料来广泛分析这种结构性质的途径。这些大数量史料迄今实际上尚未受到史学家的重视，而分析这些史料却可以解决全国范围内地主经济的社会经济结构问题。

现在在加工1917年农业和土地调查资料的基础上，来分析欧俄及其各个地区地主经济的社会经济结构。根据对欧俄34省地主经济资料的加工所得出的地主经济社会经济结构的相关模型证明，俄国地主经济的主要组成部分有着共同的高度平衡关系（表4），这说明组织经营的社会类型的基本特征间相互关系是很密切的。进而也证明，在十月革命的前夕，即在资本主义时期行将结束时，在地主经济中资本主义方式无疑已占据统治地位。

上述方法通过对不同时期地主经济相关模型的比较，可以研究事物的动态，揭示地主经济的资产阶级发展阶段，以及研究地主经济社会经济结构的地区特点。

在研究封建主义和资本主义时期，以及在苏联时期农民经济的内部结构时，相关分析的结果也是有很高效果的。现通过根据收支调查材料研究二十年代乌拉尔农民经济的例子来证明这一点。为了分析各种类型农民经济的内部结构，从1925—1926年乌拉尔农民经济的收支材料中，选出43个说明农民经济各方面问题的指数供分析。

表4 欧俄地主经济社会经济结构的相关模型

进一步计算的特征	相关系数				
	1	2	3	4	5
牛	×				
产品	0.75	×			
产	0.80	0.67	×		
种	0.76	0.69	0.84	×	
经过收入的工具	0.83	0.63	0.82	0.86	×

根据农业总收入将农户分类，可以分出五组农户，它们不仅在经营规模上，而且在社会经济关系的性质上都极不相同。根据对各组平均指数的传统分析，收入在250卢布以下的第一组的农户是半无产阶级贫和贫农（42户）；收入从250到500卢布的第二组的农户是力量单薄的中农（119户）；收入从500到900卢布的第三组的农户是典型的中农（116户）；收入从900到1500卢布的第四组的农户是富裕农民（89户）；最后，收入在1500卢布以上的农

户是富农（32户）。

但是平均指数传统分析法不能揭示各种社会经济类型的农民经济内部结构的许多特点。借助于揭示其各个成分的相互关系，即根据相关分析才能做到这一点。

首先看一下各农户组中，农户拥有劳动力和生产资料的相互关系（表5）。

表5 拥有劳动力和生产资料的相互关系（相关系数）

指数组	组别				
	一	二	三	四	五
工人——全部播种面积	0.46	0.22	0.20	0.09	0.04
工人——生产资料价值	0.24	0.01	0	0.18	-0.02
全部耕地——全部播种面积	0.48	0.56	0.76	0.84	0.98
播种面积——耕畜	0.62	0.41	0.39	0.41	0.70
播种面积——生产资料价值	0.31	0.20	0.22	0.28	0.54
播种面积——亩值	0	0.23	0.51	0.66	0.79
租佃——耕畜	0	0.02	0.21	0.28	0.53
租佃——生产资料价值	0	0.07	0.09	0.20	0.24
耕畜——农具	0.51	0.39	0.20	0.41	0.69
农具——全部牲畜价值	0.51	0.54	0.85	0.61	0.73
耕畜——农户用房舍	-0.11	0.02	0.02	0.08	0.42

由上表可清楚看出高级组和低级组农民经济各个部分间平衡上的差异。在最贫困的农户组中，可以看出劳动力和耕地面积规模（0.46）之间有相互

关系。同时，这种差异逐组一直减小，并在最高组——富农组中完全消失，因为在这一组中雇工起很大作用。在播种面积——租佃、租佃——耕畜这样的特征组相互关系性质方面，最低组和最高组的差异最为显著。在头两组里，播种面积——租佃完全没有相互关系。在第三组里，播种面积——租佃的相互关系却是明显的，即在这一组的为数不多的农户中有企业活动的特征（播种面积愈大，租佃愈多）。在两个高级组中，这种关系是非常本质的东西，即是说，在大多数农户中都有商品性质的租佃。租佃——耕畜的相互关系实际上只在第五组（0.53）中有意义。租佃——生产资料价值的相互关系即使在富农组（0.24）中也是勉强可看到，这证明富农户还不强大，土地租佃的实践还和生产资料的价值保持平衡。此外，在这些农户中，和农具有密切相互关系的是耕畜（0.59），尤其是全部牲畜价值（0.73）这样的指数。在贫农组中，这种关系较弱，而在第三组中，这种关系最弱(0.35)。在富农组中可以发现耕畜——农户用房舍（0.42）的关系。总之，只是在富农组中，才可以看见包括播种面积规模、耕畜数量、全部耕畜的价值、农具和全部生产资料的指数特征间稳固的、密切的相互关系。这些特征间的缺少平衡正是中农类型组不稳

定的基础。

现在再来分析农民经济中的商品货币关系（表6）。

表8 商品货币关系的性质（相关系数）

指数组	组别				
	一	二	三	四	五
大田作物的出售和交换——大田作物的收入	0.50	0.44	0.36	0.55	0.90
农产品的出售和交换——大田作物的收入	0.16	0.08	0.18	0.29	0.81
从农业获得的收入——大田农业的收入	0.36	0.46	0.49	0.61	0.94
货币收入——农业收入	−0.21	0.12	0.09	0.39	0.87
全部货币收入——购买的农产品	0.69	0.72	0.50	0.57	0.82
全部货币收入——消费支出	0.75	0.71	0.69	0.47	0.57

首先在这里应当指出，**几乎所有被研究的特征组**（一方是富农组的农户，另一方是其他四组的农户）在相互关系的性质方面都有显著的差异。

在农业生产规模和市场销售产品的数量指数之间有着密切的相互关系，这应该指明富农经济（0.90）生产是有目的的商品生产，生产活动具有企业性质。生产得愈多，出售得也愈多，即生产的基本目的不是满足内部的需要，而是商品生产。

另一方面，如果给定的特征间缺少或者存在相

对薄弱的关系，则表明和市场的关系是不正常的和不稳定的。在这种情况下，产品中商品部分的数量在相当大程度上，不是由生产的总规模、而是由其他未考虑到的因素如迫切需要货币等来决定的。

全部货币收入和出售农产品收入数量间的相关系数（0.87）表明，在富农户的货币收入中农业生产及其商品率起着极大的作用。在力量单薄和典型的中农户中，货币收入上的差异首先是由非农业收入决定的（系数从0.36到0.51）。富农不从事农业副业（0.04）。

利用相关分析，可揭示出用于农产品支出和货币收入数量间相互关系的密切程度由低级组向高级组稳步地和从本质上减弱的趋势。这一趋势表明，在不太殷实的组（0.75；0.71）的农户中支出受到收入的严格限制，在大的较为富裕的农户（0.47；0.57）中支出不受收入的影响。

不仅是相互关系的密切程度，而且是这种关系本身性质上的极大差异都证明，极端组农民经济的内部结构有着本质上的差异。这一结构的相关模型清晰地显示，这些模型反映着说明其内部结构各个组成部分间极为密切和稳定的相互关系。富农经济内部结构的特点是生产基础、收入和支出有着密切的相互关系（表7）。

表7　乌拉尔富农经济的相关模型

指　　数	相关系数0.……								
	1	2	3	4	5	6	7	8	9
农具价值	×	93	72	77	77	81	74	91	77
生产者消价值		×	78	86	80	83	82	83	86
大田作物收入			×	96	93	87	82	87	80
农业收入				×	87	89	86	90	87
大田作物的出售和交出					×	95	87	97	85
农产品的出售和交出						×	87	97	87
购买和交换获得的全部产品							×	88	96
农业的货币收入								×	87
全部货币收入									×

此表还说明，在这一农户组中，全部好地、耕地、租佃土地和播种面积间有着密切的相互关系。

和富农组不同，在贫农和中农组中不可能分出相互关系各组成部分有如此的分支系统。——其中也存在有某种代表性的密切相互关系，例如，在货币收入和消费支出间有着密切的关系（表8）。

表8　乌拉尔贫农户的特征间的相互关系

指　　数	相关系数0.……			
	1	2	3	4
购买和交换获得的全部产品	×	76	74	83
购买的粮食产品		×	74	89
个人消费支出			×	79
全部货币收入				×

由上表可以看出，贫农户的全部收入主要受货币收入数量的制约，而货币收入的大小在很大程度上又是由从事非农业来决定的。应当着重指出，在所有各组中，这一农户组播种面积的规模和①耕地，②全部好地，③租佃土地之间的相互关系是最不密切的。所以，贫农经济的内部结构有着自己的特点。

因此，通过相关分析，可以从一个新的方面来证实列宁不止一次地对农民经济的阶级本质，及其发展的两重性和趋势所下的定义。此外，运用相关分析所发现的农民经济各成分间相互关系的特点大大加深了我们对各种社会经济类型的农户内部结构的认识。

总之，正如从上述例子中所看到的，系统方法和结构分析对于深入研究历史上的社会经济和其他现象都是极为有效果的和强有力的手段（即使在利用不复杂的数学方法时也是如此）。

3. 社会经济现象的类型结构研究

在历史研究实践中的一个极为重要的任务是要对所研究的现象和客体进行分类。在最简单的情况

下，即当需要分类的对象是具有鲜明的同类特征的客体时，这一课题就容易解决。比方说，史学家把封建社会晚期的依附性农民分类为代役租农民和劳役租农民，因为从十八世纪下半期起纯粹的地租形式已经占优势。但是，如果提出劳役租农民或者代役租农民经济本身的分类问题，解决起来就非常复杂。

这时，集合特征（地租形式）已经消失，研究者是和这一经济的一系列不同类特征（耕畜、产品畜、宅旁用地、耕地和草场的规模等）打交道。用传统方法来考虑所有这些特征，就不可能正确地分出农民经济的基本类型。但是这种课题可借助于现代的多维分析法来解决。

在苏联的历史著作中，已经积累了运用多维分类法来对各种复杂社会经济客体和现象进行分类的一定经验。在农业史领域里，一个最为困难的分类客体是封建时期的农民经济，在这一时期由于商品货币关系不发达，因此还无法分出在其内部经济结构上有明显差别的经济类型。

对这类客体进行分类的一个尝试是IO·IO·卡赫克进行的对十九世纪初爱沙尼亚农民经济的分类，其目的是对它们的经济状况和它们所承担的封建贡赋的重荷进行比较。在劳役租体制为主的条件下，

依据劳役的负担大小，农民经济分为几类。研究所追求的目的是去揭示这种分类与每一种经济的经济潜力的相符程度。按10个指数，取爱沙尼亚北部的357个农户和南部的502个农户的资料为这一工作的基础。对数据加工的步骤是计算所有个体农户间的统计“距离”，并在其基础上设计相似指数的矩阵。分析的结果是得到农民经济的“社会有层阶梯”，在这种阶梯的一端是力量最单薄的农户，另一端是最富裕的农户。多维类型分类对过去只在农户土地数量差别基础上进行的对农民经济的分类作了极为重要的修正。

对农民经济进行多维分类的另一经验是运用因素分析取得的。这一方法首先由B·Π·普什柯夫和И·М·普罗马希娜根据乌克兰收支调查的资料，用于对二十年代苏联集体化前农村的农民经济的分组。

由全部因素集合（五个）中取两个因素，它们具有最大比和包括最大数量的特征。然后，将各类经济标在两因素“空间”，再由画在图上的在某种程度上相互隔开的点（客体）集合组成各类经济组。

在对复杂的宏观客体系统进行概括性研究时，更有必要来使用多维类型分类法。其中，帝国主义

时期欧俄经济在区域方面，各个组成部分是极为复杂的交织在一起的。一方面要进行大量的比较同类；另一方面又应注意到，分布在广阔区域内的各个地区由于历史的、自然地理的、人口统计学的、经济的和政治的等原因，在重要特征方面存在着差别。区分这些地区最常用的是进行经济地理分区，面所使用的主要具体科学方法是直观经验主义的。作为分区的标准，充其量利用几个不同类的特征：自然气候条件是最为重要的特征，其次是农业发展水平，工业发展水平。然而这时实际上不可能对主要的生产经济和社会经济特征的集合进行计算。要解决这一复杂的课题只能运用多维分析法。这种方法也用于，第一去说明十九至二十世纪交替时期中欧俄各省的农业分类，第二去分析它们的结构，并确定农业发展的普遍水平。

在研究欧俄的农业分类时，所选择的特征包括19个指数，它们对农业生产的基本的生产经济和社会经济条件、其主要部门发展的一般水平和它们集约化的程度作出评述。

多维分类法的目的——在特征的多维空间分出密集的组，相互接近的客体的群集。在本例中，运用群集分析法来进行分类。

在电子计算机上加工原始数据可以直观地揭示

出十九至二十世纪交替时期中农业关系系统的区域结构。这一结构的特点是具有分省各组的集合，在每一组中包括农业面貌相似的省份。

分类后有17个分省组（群集）。把它们加以合并，组成了6种农业发展类型。（即非黑土型、中部黑土型、草原型、波罗的海沿岸型、首都型和北方型），组成这些组的省份又形成包括在疆域上相毗连省份的一定的地区。根据19个指数，对平均数值和变量系数的分析表明：一方面，包括在农业发展每一个群集和类型中的省份的同类性程度是很高的，另一方面，也揭示出了每一群集和类型的特点。

工作第二阶段的任务是，从19个原始指数转为较小数量的特征，但这些量可以加深分析，并能取得说明各省份和地区农业结构及其发展水平的完整的、总括性指数。这一任务可运用因素分析法——参数极值曲线分组法来加以解决。这一方法的基本思想是，原始特征集合分为几个组，每个组都反映一定的因素——原因的影响。由于每一组内部的特征较之各个不同组的特征，彼此间关系更密切，所以课题归结起来就是要分出密切相关的组和特征，这就得显示出相应的因素。

根据形式和内含标准，本例中的因素数目取为5。

分析出的因素按照它们在总农业结构中的作用顺序列在下面。括号中的相关系数表示特征和相应因素相互关系的密切程度。

Ⅰ. 农民分化的性质和农业发展水平

1. 无马户和有一匹马的农户的比例（%）（-0.884）
2. 按人口计算的马匹（0.887）
3. 有四匹和四匹以上马的农户的比例（%）（0.856）
4. 按人口计算的粮食和马铃薯收获量（0.820）
5. 按人口计算的播种面积（0.849）

Ⅱ. 畜牧业的强度

1. 按一俄亩播种面积计算的产品畜（0.860）
2. 按一俄亩播种面积计算的马匹（0.758）
3. 黑麦的秋季价格（0.754）
4. 一俄亩土地的价格（-0.651）
5. 一俄亩耕地的租金（-0.596）

Ⅲ. 农业的资本化和强度

1. 每俄亩播种面积的农业雇工（0.978）
2. 雇工和当地工人之比（%）（0.925）

3. 每俄亩的谷物单产（普特）	（0.643）

Ⅳ. 土地关系的性质

1. 按人计算的份地	（0.743）
2. 好地中贵族耕地的比例	（-0.840）
3. 租佃土地和份地的比例（%）	（-0.660）

Ⅴ. 农民和农业工人的状况

1. 按人口计算的产品畜	（0.809）
2. 收获季节农业工人的日工资	（0.651）
3. 出售的私人土地和土地总数的比例	（0.567）

指出下述一点是重要的：全部19个特征和相应的因素有着密切的关系，即是说，它们在分析各省农业结构方面都是极为重要的。同时，全部五个因素作出了明确的说明，这就有可能对欧俄各地区的农业结构进行总括性评述。

多维分析法不仅可以分析因素和确定这些因素的比较作用，而且可以确定每一客体的比重，在本例中就是根据给定的因素确定50个省中每一个省的比重，即是说，可以根据每一个因素所说明的方面其发展程度，来将各个省顺序排队。这时，可把发展的平均水平取为零。发展水平在平均水平以上的省份取得正指数，而低于平均水平的为负指数。这

些指数称为客体的因素比。根据它们，通过从包括于这些地区的各省份的指数中取平均指数的方法，可以得到相应地区的因素比。接着，在因素比的基础上，根据所研究的全部因素，可以引出集合指数，即可以得到有关农业结构发达程度的完整的和总括性的指数。

现在以农民分化的性质和农业发展水平（第一个因素）问题为例。根据这一因素的发展程度，组成农业结构草原型的两个地区占首要位置。总起来讲，草原地区（指数为0.745）的特点是，有最广泛的富裕农民层，最贫苦农民的比重最小，并且农业发展水平最高。这一地区的后面是波罗的海沿岸地区，差距不大（0.271）。这一差距是农业发展的较低水平所决定的。在所有其它各区中，这一水平都低于平均水平。首都地区（－0.859）和北方区（－0.689）第一因素的数值最低。

根据所有五个因素进行相同的分析表明，在农业结构的一个方面，一些地区可能是“领先的”，而在另一个方面则是“落后的”。由于各个地区农业结构的类型不同和趋势不同，为了对各地区农业发展总的水平作出评价，就必须要得出整体指数。这也是最后工作阶段的目的。结果，根据反映五个因素集合比重的整体指数，计算了它们的比较作

用，得出了欧俄17个地区顺序排列的次序（表9）。

表9 十九至二十世纪交替时期中欧俄各地区农业发展的总水平

地区	指数	地区	指数
Ⅰ 高水平		Ⅱ 低水平	
1. 南部草原	0.276	9. 中南黑土	−0.056
2. 波罗的海沿岸	0.264	10. 中央黑土	−0.094
3. 东南部	0.169	11. 彼得堡	−0.102
4. 北方	0.164	12. 西部	−0.120
Ⅱ 中等水平		13. 中央工业	−0.151
5. 中西部	0.024	14. 中伏尔加	−0.154
6. 西北部	0.008	15. 东岸	−0.204
7. 乌拉尔附近	0.001	16. 西南部	−0.211
8. 比萨拉比亚	−0.001	17. 莫斯科	−0.289

在欧俄各地区农业发展总水平引人注意的主要之点是：虽然统治阶级和代表他们利益的独裁政府曾竭尽力量来保证资本主义农业发展的保守的、地主的（“普鲁士式”）道路的统治地位，但情况表明，农业发展最高水平的四个地区中，有三个地区（南部草原区，东南区和北方区）是资本主义农业发展的民主的、农民的（“美国式”）类型占统治地位。

上述分析令人信服地证实，从客观地、历史地来看，恰恰是在农民经济基础上的资本主义发展保证了最迅速的和对广大群众最有利的社会进步。

在对使用多维分析法进行总结时，应该特别强调，这些方法在研究任何其它客体集合时也可利用，这些客体集合由某些组的数量指数来加以评述，而这些指数无论是在对研究客体加以分类，还是在分析由它们组成的结构时不是抽样利用，而是集合利用才是合理的。

4. 社会经济过程动态的研究

对社会经济发展的动态加以研究是历史研究最为重要的课题之一。史学家会在各种极不相同的问题上和在不同的程度上（微观和宏观）碰到动态分析问题。在微观研究时，动态的研究通常和显示各种社会经济客体（工业企业、地主庄园、农户、各个家庭和各种人物等）所固有的时间上的变化联系在一起。课题的内容就是去揭示这些客体在不同时期的状态。这种课题的解决归结起来就是去研究在史料所记录的相应时期内这些客体（在其集合中）中的每一个客体。在解决这样的研究课题时，使用电子计算机可能是最有效果的。这一点通过借助于显示各个农户经济富裕程度变化的趋势来研究农民的分化的例子，可以看得很清楚。

要解决这个课题，研究者可以利用十九世纪上半期历年的农民经济按户调查材料。根据这些材料，除了用传统方法进行加工外，可尝试去揭示各个农户经济富裕程度的变化情况，而这正是要彻底研究这些农户在各经济组内变动的情况。为此，必须对记录于最初的按户调查材料和以后约15—20年为周期的全部调查材料中的每一农户进行研究。要完成这种很吃力的工作，就得使用电子计算机。根据家庭的姓名组成，即包括于农户家庭成员之内的农民的名字和父名来研究农户。为了加工按户调查的资料，要将资料进行编码。所有的名字都有数字编码，将资料输入电子计算机。在两个以下的名字和父名相重的基础上发生农户的同一现象。两个名字和父名不相重的农户视为不复存在。按照十一个名字（全部数据的加工按照2000农户）来研究农户。研究的结果可以收集到下述资料：记录于最初调查材料中的每一组（根据富裕程度分为三组）农户在以后的材料中出现了多少次，每一组的农户在某些组中出现了多少次，全部时间都在原来的组中的农户有多少，记录于第一次调查材料中的农户有多少出现在以后的材料中，它们是如何分组的。这些数据可以揭示农民经济变化的过程。这样就可以确定，在十九世纪上半期的农村中发生了最为重要

的变化。

如果在十九世纪的前二、三十年，中农户（占农户的60—70%）进入富裕农民组大大多于他们降入贫农组的话，那么在三十至五十年代转入贫农组就成了最主要的趋势。因此，质变就在于在“向上”的运动消失或者急剧减弱的同时，确定“向下”运动（由富裕组进入低级组，相应地由中农组进入贫农组）的明确趋势。总之，利用电子计算机不仅可以从总的方面（根据富裕程度不同的农民组相互关系的变化来判断），而且可以从对每一农户状态的变化的考虑（即更加深入和具体得多地）来研究农民经济变化的过程。

使用电子计算机来解决类似的课题在史学家的研究实践中获得愈来愈广泛的应用。这种使用扩大了以微观方法来研究现象动态的可能性，即以最为具体的方法来表示这种动态的可能性。

研究历史发展动态的另一方面的问题是对空间上广阔、时间上长久和内含极为复杂的过程进行分析，因为正是在这些过程中表现了社会生活某些范围的最共同的规律性。不运用计量方法和电子计算机实际上就不能顺利地和具体地分析这些过程。有效的利用这些方法进行宏观研究的一个明显例子是对十八世纪至二十世纪初俄国统一农业市场的形成

过程的研究。

研究象统一市场形成这类极其复杂的过程，可以借助于对历史发展各阶段市场结构循序渐进的分析来解决。

为了解决这一课题，需要对“市场”概念本身进行内含研究和建立“市场”的质量模型。问题的实质可简述如下。

在实物经济占统治地位和商品货币关系发展有限的条件下，存在地方性小市场网。每一个这样的地区性市场都有反映某些商品生产和销售的具有地方特点的市场价格。

随着生产力的发展，劳动的社会分工日益深化，这就导致了地方市场的扩大，最后形成了统一市场。

随着自身的发展，市场不仅变成商品价值的交换场所，而且成为社会生产的调节者。社会生产调节的经济杠杆是价值规律，这一规律通过供求相互关系的机制发挥作用。所以，可以通过从价值规律作用于生产的深度的观点和从揭示其发挥作用的区域的长度和范围的观点来阐述这一规律表现程度的方法，来研究市场发展的过程。弄清楚这一点后，我们就能了解作为社会生产调节者的市场发展水平。通过对主要商品价格的研究可以做到这一点，

因为在它们的共轭程度上，即它们在不同点上变化的协调性和比例关系中，反映着价值规律的作用。

这一过程的内部机制如下。在市场发展的早期阶段，即存在地方性小市场网的情况下，某种商品的价格在全国范围内的变化应该说是毫无规律的，只有在地方性小市场范围内这种变化才是可协调的。事实是，如果A和Б点处于统一市场的范围之内，那这两点上供求关系的机制的特点是在其主要方面有共性。所以，A点价格的增高必然引起Б点价格的增高，反之亦然。而如果A和Б点位于不同的地方性市场，它们价格供求关系机制也不同，那A点价格的增高不会引起Б点价格的相应增高。A和Б点经济上的相互隔绝是后一种现象的基础。所以，A和Б点的价格如果发生同步变化，那就证明有某些共同的经济因素在起作用，这些因素归根结底要反映于供求机制在某种程度上的同步作用之中。经济因素的共性即使在其间缺少商品流转的情况下，也能形成价格变动的同步性。所以，在市场价格变化的同步性和比例关系中相应地反映出小市场合并为较大市场的阶段。在这种情况下，统一市场中应该有某种产品价格变动的统一机制。

用传统方法不可能说明价格变动的共轭程度。这时需要利用计量分析，在这儿最有效的方法是价

格动态级数的相关分析。下面我们将利用这种方法研究农业市场的形成过程，对黑麦和燕麦这样的主要农作物的价格，以及土地、役畜和劳动力的价格进行分析。

对黑麦和燕麦价格的分析包括下述时期：①十八世纪中期，因为在十八世纪五十年代取消了内部关税；②十九世纪初，这是封建农奴制瓦解的时期；③十九世纪中期——封建农奴制的危机时期；④十九世纪八十至九十年代——资本主义在农业中迅猛发展的时期。上述每一时期都以十年为期。这是因为十年是形成歉收年、中等年和丰收年有一定结合的最小时间间隔。弄清楚每一时期中价格的共轭程度，并将这种共轭程度和范围从一个时期扩大至另一时期，就能对统一商品市场的形成过程进行考察。对十九世纪末至二十世纪初生产资料和劳动力的价格进行的相关分析表明资本主义农业市场的发展程度。

上述每一个时期都可用欧俄50个省中每一省所列商品的价格动态级数来加以说明。这些级数要进行数学统计加工。这种加工的内容，第一要分析它们沿直线拉平的情况，结果可以得到这些级数的趋势和级值，以及价格的实际数据对它们的随机偏差值；第二要计算出价格的实际数值和它们对每一省

的随机偏差的相关系数；第三要计算价格的实物级数的自相关系数。结果就能得到有关价格变动和相互关系的大量新信息，对这些信息进行分析可以揭示统一的全俄农业市场的形成过程。

对商品生产统一市场形成过程研究的总结可归纳如下。

在十八世纪中期，主要农产品（黑麦和燕麦）市场已达到很高的整体化程度。这时已不存在地方性的小市场网。广阔的伏尔加地区黑麦市场已经形成，它完全或者部分包括约十个未来的欧俄省份（普斯科夫、诺沃戈罗德、沃洛格达、特维尔、雅罗斯拉夫尔、弗拉基米尔、科斯特罗马、尼日戈罗德、喀山和辛比尔斯克）的领土。价格随机波动的相关程度是很高的（平均系数0.74±0.03）。第二个地区性黑麦市场（中央黑土区）联合了莫斯科省西部和南部地区，以及土拉、彼列雅斯拉夫尔—梁赞、奥勒尔、叶列茨克、别尔戈罗德、塞夫斯克、沃龙涅什、斯洛博达和基辅。在这里，随机波动的密切程度还要高（0.82±0.02），对随机波动机制产生影响的共同因素为共同和地方因素总比重的64—71%。对燕麦价格随机波动进行的相关分析也得出了十分相似的结论。在十八世纪中期形成的伏尔加地区和黑土区燕麦市场，其规模总的说来和两

地区的黑麦市场相吻合。

在十九世纪初，同样地区的黑麦和燕麦市场（伏尔加地区和中央黑土区）原则上继续存在。同时伏尔加地区明显扩大，包括进了西北的波罗的海沿岸地区和东南的乌发与辛比尔斯克。这就形成了极其广阔的波罗的海沿岸和伏尔加地区黑麦市场。但是，这一市场统一的程度并不怎样高（0.71±0.07）；黑土地区和工业地区联成整体的过程也充分形成。这时，黑麦市场是在库尔斯克、奥勒尔、沃龙涅什、唐波夫、土拉、梁赞、卡卢加、莫斯科和弗拉基米尔省的基础上形成的（0.80±0.04）。这一趋势原则上是新的。此外，十八世纪下半期对欧俄南部和东南地区经济上迅猛开拓的结果最终导致了一个特殊的地区黑麦市场——里海乌拉尔市场的形成。它包括赫尔松、叶卡捷林诺斯拉夫、克里木，经过顿河到萨拉托夫、辛比尔斯克、平扎，再远到乌发、彼尔姆，甚至托波尔斯克。其黑麦价格随机波动的相关程度高（0.75±0.04）。极为重要的是，这一地区市场有沿着伏尔加河向北方扩大的趋势（在这一地区中包括喀山，下诺夫戈罗德，甚至科斯特罗马和雅罗斯拉夫尔）。

在十九世纪的头十年，燕麦市场发展的结果要比黑麦市场更有意义得多。这是因为在农民经济中

燕麦比黑麦更快地成为商品作物。所以，我们注意到在1809—1819年间已经形成了一种不是组成地区性市场，而是组成统一市场的趋势。燕麦价格随机波动相互作用的结果，出现了一个包括26个省的巨大地区市场。随机波动相互关系密切的平均程度也是相当高的（0.74±0.03），即为所有影响到燕麦价格随机波动因素总数的50—60%。

十九世纪中期是黑麦市场发展最有意义的阶段。这时，有两种趋势交织在一起。一方面，地区性市场的数量扩大，这反映在地主阶级发展商品粮生产的同时，极其大量的农户被吸引参加巨大后备物资的商品生产，表现出很高的积极性。另一方面，地区性市场联成一体的过程处于首要地位。结果，在十九世纪中期就可能分出一些广阔的区域。这些区域的市场行情同时由两个，甚至三个地区性市场来决定。

黑麦价格变动的市场行情这时在价格随机波动的水平上形成了五个地区性市场。首先是中央和西南地区，包括中央工业区的6个省，中央黑土区和中伏尔加地区的9个省，以及乌克兰和比萨拉比亚的4个省。在西部地区包括波罗的海沿岸、西北部、白俄罗斯、斯摩稜斯克和沃伦省。第三个是西南地区市场（契尔尼戈夫、波尔塔瓦、哈尔科夫、

基辅、沃伦、波多尔、赫尔松、塔弗尔和比萨拉比亚省）。第四个是中央和西北地区市场。其中包括北部、西北部、中央工业区和中央黑土区（13个省）。最后，里海乌拉尔地区市场变换形式保存了下来（彼尔姆、喀山、平扎、萨拉托夫、阿斯特拉罕和叶卡捷林诺斯拉夫省）。最古老的伏尔加地区市场瓦解了。各黑麦地区市场的“地理”由一个地区“涌向”另一个地区是离奇的。如弗拉基米尔、尼日戈罗德、沃龙涅什、喀山、辛比尔斯克和平扎省同时包括在第一和第五地区市场之内，而莫斯科、雅罗斯拉夫尔、科斯特罗马、卡卢加、土拉、奥勒尔和库尔斯克省同时属于第一和第四地区市场等。

在十九世纪中期，实际上形成了统一的燕麦商品市场。它包括欧俄的40个省，相关密切程度为0.74±0.02。只有波罗的海沿岸地区和白俄罗斯的部分地区不包括在内。但是，这些地区在价格变动机制的共性上却和北部、中央工业区以及西南地区有着极为密切的联系。

最后，到十九世纪八十年代，统一的黑麦和燕麦市场的形成已成为事实。包括49个省的欧俄全部辽阔领土的特点是相关程度很高（$K=0.89\pm0.01$），决定黑麦价格随机波动机制的共同因素的

比重为79—83%。燕麦价格随机波动的统一机制在十九世纪八十年代包括了46个省的领土（k = 0.78 ±0.02）。至此，全俄农业商品市场的形成过程完全结束。

现在再来简短地谈一下农业资本主义市场的形成问题。

反映于统一商品市场形成之中的农业（首先是农民的生产）广泛和深刻的商品化，为资本主义在农业中的确立创造了决定性的先决条件，因为这种商品化加速了劳动力和生产资料市场的形成。在这一意义上，统一的商品市场是统一的农业资本主义市场的前提。此外，如果普通的商品市场能长时期内在非资本主义的基础上形成，并且只有在资本主义生产方式的基础上才能完成其形成的终结阶段，那么，资本主义农业市场形成的基础只能是资本主义的生产方式，因为在这种情况下商品已不单纯作为商品，而且是作为资本的产品在交换。土地、耕畜和劳动力市场的发展最终导致了这样一种情况：它们中每一个的价值都由价格形成和变动的共同（在全国范围内）因素，即用于它们再生产的共同必需费用来决定。这就形成了生产利润和价格的平均额（共同需要的生产费用加平均利润），这一平均额对农产品的价格起着调节作用。因而，农业商

品市场的发展程度反映着农业中资本主义发展的程度。

对资本主义农业市场发展分析的主要结论可概述如下。

土地的价格不是资本主义的地租，并不完全随租金和银行利率的变动而变化。由于农业的半封建性质和在土地市场上贵族的土地占优势，土地市场依然是极为狭小的，并且在二十世纪初，即使在某些地区内也不能达到发展的高水平。

耕畜市场经受了巨大的变化。还在十九世纪八十年代，价格的共同变化就有了密切的相互关系。并且形成了巨大的地区性市场。二十世纪初，耕畜市场联成一体的程度极高，并且是其高级阶段（在价格随机波动的水平上）上的全俄统一市场。

研究劳动力市场的结论是最有意思和最重要的。在十九世纪末和二十世纪初，劳动力市场就在低水平上，在价格实际变动的相互关系的水平上获得了极其迅猛的发展。如果说在十九世纪八十年代就已经有了地区性市场，那么在二十世纪初统一劳动力市场的形成实际上正在完成。劳动力价格的变动由共同的社会经济因素，即由劳动力的统一价值和统一市场价格及其变动决定为55—64%。劳动力市场在其高级阶段上，在价格随机波动的水平上，

迅速由地区性市场变为集合的市场，而每一个地区性市场当时都包括5—8个省。二十世纪初在欧俄18—20个省份中出现了巨大的地方市场，四个地区性市场（中部、伏尔加沿岸、乌克兰、草原南部和西南部）都“涌向”这个庞大的市场。这是它们合并为一个在其高级阶段，在价格随机波动水平上的统一市场的前夜。

这个结论对于揭示十九世纪末至二十世纪初俄国资本主义农业发展水平具有重要的意义。

※　※　※

所以，在社会经济现象和过程研究中运用计量方法的范围很广，并且在研究实践中能获得极为重要的结论。

第一，运用这些方法能扩大史学家确定用于研究的实际资料的可靠程度和保证其代表性。

第二，系统分析和社会经济现象与过程的模型化能为获得有关这些现象和过程的新的、没有直接表示出的信息，提供较之传统方法不同的可能性。可以通过经验数据来检验提出的假设，因而可以在质量不同的水平上来揭示所研究现象和过程形成和发展的内部实质、规律性和特点。

第三，多维分析法为研究者提供了广泛的可能

性，可以去解决诸如对客体和现象进行分类，利用全部原始信息和在此基础上所获得的总括性的、整体的指数去分析它们的内部结构这样的极为复杂课题。

简言之，在深入进行理论和方法论，以及内含方面的分析时，在具体的历史资料具有代表性和具体运用数学手段时，计量方法能够把对社会经济现象和过程（尤其是大数量的）的研究从质量上提高到一个全新的高度。

第十二章
分析社会政治和历史文化现象的计量方法

对于计量方法来说，社会政治领域大概是最难以进入的一个领域。但是，现代人文科学（社会学和历史学等）所提出的课题的水平和范围使在这一领域中利用现代研究方法和技术成为不可避免的事情。

大家知道，社会政治现象的特点是极为复杂和大量成分间相互关系的多样性，这些成分反过来在总的系统范围内又组成一系列分支系统。作为这些系统成份的可以有各社会团体、阶级、国家及其机构、社会组织等。在极其大量的特征和性质中，要分析出最本质的东西是困难的。这就需要首先深入研究有关政治史、政治体制结构等的方法论和理论问题的课题。此外，还应该对理论概念的制定有明确的标准和掌握最易于理解的资料。这也是进行形式化和计量分析。选择相符理论（即质量内含模

型）和数学模型或者在电子计算机上进行加工的条件。形式化的准备过程和直接计量的程序是很复杂的，这是因为即使以最简单的标准也常常难以制定计量质量特征的形式化手续。但是，从宏观来看，即在大规模的、总括性的历史文化研究范围内，文化的各个个别表现在其某些特征中也显出某种相似之处。所以，大量的客体由于其部分性质的不断重复，结果得出了可以确定为大数量现象或者大数量过程的性质集合。例如，在大量极有特性的现象（如文学创作等）中，我们可以揭示出一系列共同特点（选题、某些种类的受欢迎程度和题材的形式等），这些共同特点组成了供给计算的“参数”。因此，当研究者的课题是揭示某些共同的特征或者规律性时，在宏观基础上研究文化现象就完全可以运用计量方法。

当研究者是和一种在其独特性中有非常质量的现象打交道时，计量方法可以顺利地深化我们的知识。运用计量方法的可能性在这种情况下从理论上和实践方面来说都是现实的，因为在所有的社会现象中都可以观察到数量和质量的统一。每一个质量都有自己的数量特征，而这些数量特征原则上都是可以计量的。为此，可以把单个的现象看成是具有它所固有的成分的一定系统。因此，全部任务就是

要善于根据所提出的研究课题寻找和分析出这些成分。

所以，任何一个唯一的现象，如果把它看成是一个其成分可以计量的微观系统，是可以从“数量上”来进行研究的。

在苏联的著作中，无论在对大数量的，还是在对单个的社会政治和文化历史现象的研究中，都已经积累了运用计量方法的一定经验。这些方法不仅用于揭示所研究现象的实质，而且用于描述性史料，主要是古代史料的史料学考证。在这方面的中心问题是弄清楚版本的来源和确定作者。

1. 在版本来源的研究和古代文献考证中的形式化方法

在研究描述性史料的来源中，运用计量方法和电子计算机的例子，是建立了关于九世纪斯拉夫法律的古老法典——法人法典的系统“树形图”。这部独特的、早期基督教的、按其类型是法律文献的法典是由一位斯拉夫启蒙教育家基里尔—康斯坦丁制定的。它曾在大摩拉维亚公国的范围内实施，并且在九世纪末和十世纪初的保加利亚得到实际的运用。

但是这一文献的文本只保存在十三至十七世纪的古代非俄罗斯法律文集中，所以要弄清楚最古老的版本，即接近古本的版本，是尤为现实的课题。

法人法典以简短的，即最古老的文稿形式保存于同样一些有《俄罗斯箴言》的法律文集的绝大多数抄本之中。这些文集称为《主导法典》。每一部主导法典的不同文本都有统一校订、统一改版的痕迹，反映出编者（法学家）对主导法典中内容的共同态度。因此，就有可能对《俄罗斯箴言》和《法人法典》大量文本中的潜在相似性作出判断。

史学家们对100多种俄罗斯箴言的抄本进行了大量的版本考订工作。所有的抄本从版本学的角度来看（即根据版本共性的程度）都分为三种形式：①东正教事务总管理局特罗伊茨基本，该本的抄本保存于《主导法典》和《宗教训规》中，它们乃是各种版本宗教和民法的法律文集；②普什金考古文献本，该本的抄本保存于一些法律专集中；③卡拉姆津本，该本的抄本保存于十五至十六世纪晚期的文集中。这些抄本同样又有各种手抄本。例如，东正教事务总管理局特罗伊茨基本（或者型）分为丘多夫手抄本（或者罗森坎普夫手抄本）、索菲亚手抄本（或者诺沃戈罗德—索菲亚手抄本）、费拉蒙托夫手抄本和《宗教训规》手抄本等。其中一些抄

本被认为来源晚（例如，费拉蓬托夫手抄本），而另一些要早（《宗教训规》手抄本）。研究者在利用传统的“手工”方法核对各种异文时，不可能为《俄罗斯箴言》建立所有抄本的编年和起源分布系统，即不能建立有分枝的树形图。在这种图中有一个原始的抄本，所有其他的抄本归根结底都是从这个抄本派生出去的。

当某些抄本是属于归纳了两种文本特点的综合抄本时，抄本间关系的复杂性就使得在建立起源分布系统图时出现困难。此外，建立“树形”图的最主要障碍是人们不可能从数十种手抄本中去掌握、对比和确定数千种异文的起源顺序。而利用电子计算机就可以做到这一点。

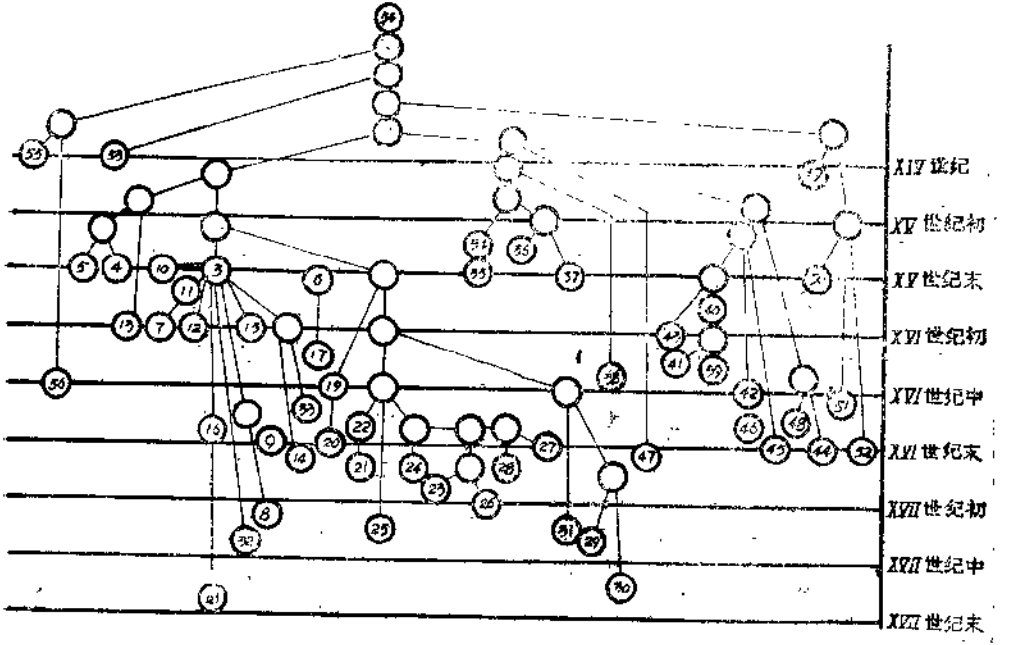
由此出现了一个对某古代文献大量手抄本的异文进行自动分类建立程序的课题。在集合论的基础上将各种异文译为符号形式的语言，并进一步根据这些异文建立起各种抄本的相互关系，是有现实可能性的。从文本集合中，选出一种文本（最好是最古老的和没有修订过的）用作所谓的“引本”，即标准本。相对于这种文本来说，其他抄本的全部异文或者看成是错误的，或者看成是以后的变体。由于所研究文献的文本的每一个词都译成了编码，它的变体和其他抄本的异文也译成了编码，所以在电子

计算机的程序范围内，就可以对极其大量的异文进行系统的比较，并且从分析标准本每一词变化的序列的观点来揭示它们的“顺序”。

这一方法称为“簇法”，是法国版本学家J·弗罗日首先使用的。并不是对所有类型的文本都能使用这一方法，因为有一系列相当硬性的条件。这些前提条件包括：①每一抄本都只有一个“直系祖先”，即原稿；②有全部错误或原稿变体的每一抄本都和原稿相距甚远；③在有着各不相同的原稿的抄本中没有相同的错误。违反了这些条件，这一方法就会计算不准确。

Л·Н·博罗德金和Л·В·米洛夫根据这些条件，取法人法典的文本作为试验的资料。对简明本法人法典的各种抄本的初步了解表明，被俄国藏书家们珍藏转抄的这一文本最大限度地满足了这些条件。虽然《俄罗斯箴言》在异文的性质上原则相似，但有数量大得多的复杂情况，这使得其文本不太适用于给定的程序。为了在计算机上进行加工，根据Л·Н·博罗德金制定的程序，取这一文献的54种抄本，译成15000多个异文变体的编码。所有的异文根据“引本”来确定，而引本用的是1280年诺沃戈罗德主导法典中的法人法典文本，即最古老的文本。

计算机工作的结果获得下述“树形图”。


XIV 世纪
XV 世纪初
XV 世纪末
XVI 世纪初
XVI 世纪中
XVII 世纪末
XVIII 世纪初
XVIII 世纪中
XVII 世纪末

由“树形图”我们获得了大量新的、重要的信息。这一信息极为重要的部分是，大量没有保存至今的法人法典文本（它们在树形图上用没有号码的圆圈表示）是假定“构拟”的。和已知的抄本(54)相比较，它们将抄本的数目扩大了约60%（31份构拟）。此外，每一种构拟都在抄本起源系统中处于一定的位置。因而我们可以完全现实地设想出那些似乎已经永远消失不见的东西。

完整无缺的抄本在“树形图”枝杈上恰恰是按照实际的年代顺序排列的，虽然有关抄本日期的资料并没有输入电子计算机，但从这一事实可见所得“树形图”的正确性。

最后，根据法人法典各种异文所建立的系统图同时实质上也是东正教事务总管理局特罗伊茨基版本的《俄罗斯箴言》的抄本系统图，这也证明了上述“树形图”的正确。在所有的抄本中，只有乌斯丘日那主导法典、约瑟福夫主导法典和瓦尔索诺菲耶夫主导法典中没有俄罗斯箴言的文本。由此可以得出结论，由版本考证史学家利用传统方法对这一组俄罗斯箴言各种抄本相互关系所作的评价，应该可以用借助于电子计算机所建立的系统来加以证实（这时评价的正确性是无可指摘的），或者无法加以证实（这时我们所建立的系统图显然是不适用

的）。

对系统图加以分析，并将其和刊于科学院版本的俄罗斯箴言中的长篇俄罗斯箴言各种抄本分类加以比较表明它们是完全吻合的。树形图的主要枝杈簇按其组成和学者“手工”所进行的分组相同，所不同的是，研究者分组时依据的只是“抄本”，而没有确定它们的起源关系。此外，电子计算机甚至“考虑到了”学者们对某一单独抄本所作出的有关文本的古老和完整程度的评价。系统图所提供的是原则上全新的资料。

* * *

在对文学作品和历史著作文本作者特色进行研究的基础上来考证古代文献的问题也属于这一类课题。

用计量方法来研究古罗斯文献作者特色的课题是Л·И·傅罗德金、Л·В·米洛夫和Л·Е·莫罗佐娃提出来的。这是最为复杂的问题之一。在古罗斯作品中作者的来历是难以考察的，因为直到十七世纪作品都几乎没有作者的签名。

弄清作者问题的复杂性是和作品文本的真实性问题联系在一起的。由于那个时代抄写者和编纂者习惯性的对文本加以改动，使得古罗斯文本的作者

经常发生变化，而那些抄写者和编纂者中的许多人在某种程度上成了文本的共同作者。这就是为什么有数百(也许是数千)手抄本的古罗斯作品保存在大量的各种稿本中（短篇的和长篇的等等）。

由于上述原因，以及一系列其他情况，关于某一作品的作者问题，有时是有争议的，甚至一直悬而未决。为了进一步证明某一作品是某作者的，需要有大量的考证资料。在这方面要做的工作是极其大量的。

总之，计量方法和电子计算机可以有效地解决对古代文献进行史料学分析的极其重要的问题，即能弄清楚这些文献的起源，并确定它们的作者。

2. 政治和文化现象的计量分析

计量方法既用于社会政治和历史文化性质的大数量现象，也用于单个现象的分析。

在这方面，最有意思和最有前途的工作是Ю·Ю·卡赫克和Х·М·利基进行的。他们试图弄清楚十九世纪初农民骚动的规模和农户经济状况与他们所肩负的封建贡赋重荷之间的相互关系。

解决这一课题要求史学家对农民的状况进行计量。为此要计算1804年前后农民在地主那里服劳役的天数。此外，要确定劳役贡赋的相对重负和农民拥有土地与粮食的指数。

确定劳役贡赋的相对重负指数需要计算：

①服劳役的天数与整个夏天归农户所支配的总天数（该天数要乘以在有关耕畜和农户中有劳动能力的男人数的基础上计算出的耕地时间数）间的比例；

②劳动力指数，即农民为耕种自己的土地和服劳役的总天数与归农民所支配的总天数间的比例。如果指数小于1.0，那为完成自己的农活和服劳役所需要的总天数就要少于归他们所支配的天数，农民状况就相对要好一些；如果指数大于1，情况则相反；

③根据耕地规模资料计算出的粮食有余或不足的数量、单产量和经营与食物所需的粮食量。

对农民状况和他们参预骚动相互间关系的研究，既可以在"骚动所席卷的"和"没有动静的"各类农户的主要计算指数对比基础上进行，也可以通过对农民状况的指数与农民参加骚动的指数的相关分析来进行。农民参加或者不参加骚动的质量指数可以形式化，使被骚动所席卷的庄园加上参数"1"，

没有被席卷的为“0”。得出的相关系数不高（从0.35到0.56）。这证明农民参加或者不参加反封建的行动和其经济状况与处境之间没有直接的联系。

这一结论反映出大量的反封建骚动的自发性质。农民的斗争在原因上无疑和他们的处境有关系，并且由于人民群众对前途的毫无希望而不断发展。但是从事农民阶级斗争史的研究，必须特别注意对骚动原由的分析。正是组成骚动原由的复杂结构的现象总体决定着，什么时候，在哪些庄园里和为什么爆发农民骚动，以及极为复杂的农民骚动是由哪些结构因素所组成的。显然的事实是，到十九世纪初所有农民的处境都已经到了无法忍受的地步，只要有一点原由就可以引起普遍的骚动。所以，使用计量方法可以更为深入地研究农民阶级斗争的机制。这样的方法也可用于对其他大数量社会政治现象的研究。

* * *

计量方法不仅可以有效地用于对大数量社会政治现象的研究，同样也适用于对单个的社会政治和历史文化现象进行研究，这些现象是记录于描述性史料中的。用计量方法分析古代东方史籍《春秋》的经验显示出使用这种方法的有效性。《春

秋》这部史书包括有公元前八世纪至五世纪初古代中国境内各国及其相互关系的政治史的大量不连贯的、具体的资料。虽然这部书有重要的意义，但它的史料学方面的基本的、原则的问题却没有得到解决。这主要是有关文献的类型问题：它究竟是一部历史哲学著作（内容是孔子根据公元前八世纪至五世纪初黄河中下游沿岸各国历史的资料阐述他对社会的哲学概念）呢？还是一部在这一地区的一个国家——鲁国中出现的编年史？这一问题的意义是十分清楚的，因为这一问题的解决关系到确定其中对那些世纪历史活动真实情景描述的性质，以及其中所含资料的置信度和代表性。

对原文结构进行计量分析就是要分析出原文的基本因素（汉字），并通过能客观加以计测的量（成为原文基本的结构单位，如在位年份和时期等的汉字数目）对它们加以研究。值得注意的是，信息量是逐年增加的，在最后六个朝代更是明显扩大（在早期六个朝代的114年中有6718个汉字，在最后六个朝代的130年中有9539个汉字）。

对《春秋》在叙述详细程度上进行的评价，可以得出这样的结论：文献的原文按照给定的标准是部编年史。对原文及其各个部分的容量进行计算，可以评价各个时期各国的实际资料的代表性。

解决史料学方面的课题只是把《春秋》作为古代中国境内各国政治史的史料来进行研究的预备阶段。在这以后，史学家所面临的课题是，在数量很大的、零散不全的事实基础上（由于在史料中缺少对它们的概括、评价和解释），再现政治经济史的情景。根据文献中以重点描述最简单事件的形式来反映社会政治过程的特点，把《春秋》原文当成含有公元前八世纪至五世纪远东政治史的大数量资料来处理，作者分析出可说明所研究政治关系体制的基本质量因素。这些因素就是所谓的最简单事件。将这些事件进行计算，就可以确定它们的时空分布，以及共同的出现率。这种新的信息为揭示古代远东社会生活的许多方面和特点提供了基础。

现在，通过对社会政治史的一个方面，即军事史进行分析的例子来探讨一下可能进行研究的性质*。首先从原文中摘出内容上属于军事史问题的所有最简单的事件。将它们分为三个基本组：①直接的军事行动（战争，包围，构筑要塞，征伐，军援）；②用军事方法获取领土（进入敌国的领土，侵占别的国家）；③交战（厮杀，夺取城池）。这

* Д·В·迪奥皮克在其《月计量法分析古代东方编年史〈春秋〉的经验》一文中，对《春秋》进行了一系列问题的分析：①外交；②军事史；③市工生活；④内政；⑤经济；⑥宗教仪式的内容；⑦自然现象。

样，零碎无系统的事实就被系统化了。

研究的下一阶段是对最简单事件间的关系进行时空分析。现在通过分析最简单的事件——“战争”的例子来进行这种探讨。全书计有18千处提到这种事件。对它进行分析，就是要从原文中摘出有关战争的主体和客体、时间和地点情况的指示，并用表格的形式把这种资料表示出来，在这些表格中可以用不同的符号来分别表示早期（公元前722—600）和晚期（公元前599—479年）14个“主要”国家及其部族间的关系。通过这些资料可以看出亚洲远东社会国与国之间关系中一系列的规律性及其在不同历史时期中的发展情况。

这样就揭示出黄河中游各国的坚强核心，这些国家彼此间或者完全没有打仗，或者是一齐在一个同盟中战斗。反对它们的是一些没有组成核心、彼此间又相互仇视的国家。国与国之间关系发展的主要趋势则是，中部“集团”的对抗不断强化和尖锐，以及中间集团的被摧毁。例如，在晚期，军事关系变得更为明确：“永远一起”战斗或者“永远为敌”的两类国家晚期为38组，而在早期为27组；两个国家共同行动的次数在晚期少了十一倍。

所以，根据数量很大的“零碎”事实，对《春秋》原文进行计量分析的结果，就可以彻底研究公元

前八世纪至五世纪远东社会史中某些共同的和局部的趋势。分析表明出现了一个相互隔绝的单位——国家组成的大规模体制，这些国家间的关系由传统和协议来加以规定的程度愈来愈小。极为明显地出现了一个中小国家集团组成的旧体制瓦解的过程，并且由于国家间各种新关系的发展形成了一个比较统一的社会政治综合体。

可见，运用计量法可以相当深入地分析只记录于个别描述性史料中的各类社会政治过程。

第一，运用计量方法为更可靠地解决一系列史料学方面的问题，即确定大数量资料的可信性和代表性，以及弄清楚描述性文献的起源和作者提供了可能性。

第二，利用计量指数系统，并对它们进行数学加工，史学家可以获得以描述方法不能揭示的信息。所有这一切为建立能与事实相符地和最深刻地说明其内部实质、职能和发展的数量模型提供了可能性。

最后，实践表明，计量方法的成效是由所选择的数学手段是否相符和运用得是否正确来决定的。

附 表

表1　　函数$\phi(t)$数值表

t	0	2	4	6	8
0.0	00000	01596	03191	04784	06376
0.1	07966	09552	11134	12712	14285
0.2	15852	17413	18967	20514	22052
0.3	23582	25103	26614	28115	29605
0.4	31084	32551	34006	35448	36877
0.5	38292	39694	41080	42452	43809
0.6	45149	46474	47783	49075	50350
0.7	51607	52848	54070	55275	56461
0.8	57629	58778	59909	61021	62114
0.9	63188	64243	65278	66294	67291
1.0	68269	69227	70166	71086	71986
1.1	72867	73729	74571	75395	76200
1.2	76986	77754	78502	79233	79946
1.3	80640	81316	81976	82617	83241
1.4	83849	84439	85013	85571	86113
1.5	86639	87149	87644	88124	88589
1.6	89040	89477	89899	90309	90704
1.7	91087	91457	91814	92159	92492
1.8	92814	93124	93423	93711	93989
1.9	94257	94514	94762	95000	95230
2.0	95450	95662	95865	96060	96247
2.1	96427	96599	96765	96923	97074
2.2	97219	97358	97491	97618	97739

2.3	97855	97966	98072	98172	98269
2.4	98360	98448	98531	98611	98686
2.5	98758	98826	98891	98953	99012
2.6	99068	99121	99171	99219	99264
2.7	99307	99347	99386	99422	99456
2.8	99489	99520	99549	99576	99602
2.9	99627	99650	99672	99692	99712
3.0	99730	99747	99763	99779	99793
3.1	99806	99819	99831	99842	99853
3.2	99863	99872	99880	99889	99896
3.3	99903	99910	99916	99922	99928
3.4	99933	99937	99942	99946	99950
3.5	99953	99957	99960	99963	99966
3.6	99968	99971	99973	99975	99977
3.7	99978	99980	99982	99983	99984
3.8	99986	99987	99988	99989	99990
3.9	99990	99991	99992	99992	99993
4	99994	99997	99999	—	—

表2　小容量抽样t(k)额定偏差的分布

k	1−a=p					k	1−a=p				
	0.9	0.95	0.98	0.99	0.999		0.9	0.95	0.98	0.99	0.999
1	6.31	12.71	31.82	63.66	63.62	17	1.74	2.11	2.57	2.90	3.97
2	2.92	4.30	6.97	9.93	31.60	18	1.73	2.10	2.55	2.88	3.92
3	2.35	3.18	4.54	5.84	12.94	19	1.73	2.09	2.54	2.86	3.88
4	2.13	2.78	3.75	4.60	8.61	20	1.72	2.09	2.53	2.85	3.85
5	2.02	2.57	3.37	4.03	6.86	21	1.72	2.08	2.52	2.83	3.82
6	1.94	2.45	3.14	3.70	5.96	22	1.72	2.07	2.51	2.82	3.79
7	1.90	2.37	3.00	3.50	5.40	23	1.71	2.07	2.50	2.81	3.77
8	1.86	2.30	2.90	3.36	5.04	24	1.71	2.06	2.49	2.80	3.76
9	1.83	2.26	2.82	3.25	4.78	25	1.71	2.06	2.49	2.79	3.72

10	1.81	2.25	2.76	3.17	4.59	26	1.71	2.06	2.48	2.78	3.71
11	1.80	2.20	2.72	3.11	4.49	27	1.70	2.05	2.47	2.77	3.69
12	1.78	2.18	2.68	3.06	4.32	28	1.70	2.05	2.47	2.76	3.67
13	1.77	2.16	2.66	3.06	4.12	29	1.70	2.05	2.46	2.76	3.66
14	1.76	2.14	2.62	2.98	4.14	30	1.70	2.04	2.46	2.75	3.65
15	1.75	2.13	2.60	2.95	4.07	40	1.68	2.02	2.42	2.70	3.55
16	1.75	2.12	2.58	2.92	4.02	60	1.67	2.00	2.39	2.66	3.46
						120	1.66	1.98	2.36	2.62	3.37
						∞	1.65	1.96	2.33	2.58	3.29

表3　　相应于a值和自由幂k数的X^2数值

k	a							
	0.99	0.95	0.90	0.25	0.10	0.05	0.025	0.01
1	0.032	0.024	0.02	1.32	2.71	3.84	5.02	6.63
2	0.02	0.10	0.21	2.77	4.61	5.99	7.38	9.21
3	0.12	0.35	0.58	4.11	6.25	7.81	9.35	11.3
4	0.30	0.71	1.06	5.39	7.78	9.49	11.1	13.3
5	0.55	1.15	1.61	6.63	9.24	11.1	12.8	15.1
6	0.87	1.64	2.20	7.84	10.6	12.6	14.4	16.8
7	1.24	2.17	2.83	9.04	12.0	14.1	16.0	18.5
8	1.65	2.73	3.49	10.2	13.4	15.5	17.5	20.1
9	2.09	3.33	4.17	11.4	14.7	16.9	19.0	21.7
10	2.56	3.94	4.87	12.5	16.0	18.3	20.5	23.2
11	3.05	4.57	5.58	13.7	17.3	19.7	21.9	24.7
12	3.57	5.23	6.30	14.8	18.5	21.0	23.3	26.2
13	4.11	5.89	7.04	16.0	19.8	22.4	24.7	27.7
14	4.66	6.57	7.79	17.1	21.1	23.7	26.1	29.1
15	5.23	7.26	8.55	18.2	22.3	25.0	27.5	30.6
16	5.81	6.96	9.31	19.4	23.5	26.3	28.8	32.0
17	6.41	8.67	10.1	20.5	24.8	27.6	30.2	33.4
18	7.01	9.39	10.9	21.6	26.0	28.9	31.5	34.8

19	7.63	10.1	11.7	22.7	27.2	30.1	32.9	36.2
20	8.26	10.9	12.4	23.8	28.4	31.4	34.2	37.6
21	8.90	11.6	13.2	24.9	29.6	32.7	35.5	38.9
22	9.54	12.3	14.0	26.0	30.8	33.9	36.8	40.3
23	10.2	13.1	14.8	27.1	32.0	35.2	38.1	41.6
24	10.9	13.8	15.7	28.2	33.2	36.4	39.4	43.0
25	11.5	14.6	16.5	29.3	34.4	37.7	40.6	44.3
26	12.2	15.4	17.3	30.4	35.6	38.9	41.9	45.6
27	12.9	16.2	18.1	31.6	36.7	40.1	43.2	47.0
28	13.6	16.9	18.9	32.6	37.9	41.3	44.5	48.3
29	14.3	17.7	19.8	33.7	39.1	42.6	45.7	49.6
30	15.0	18.5	20.6	34.8	40.3	43.8	47.0	50.9

表4(1)　$F(k_1:k_2)$ 的可信组距数值级为5%；k_1—分子自由幂的数目，k_2—分母自由幂的数目

k_2	k_1							
	1	2	3	4	5	8	11	16
1	161	200	216	225	230	239	243	246
2	18.5	19.0	19.2	19.2	19.3	19.4	19.4	19.4
3	10.1	9.55	9.28	9.12	9.01	8.85	8.76	8.70
4	7.71	6.94	6.59	6.39	6.29	6.04	5.94	5.86
5	6.61	5.79	5.41	5.19	5.05	4.82	4.70	4.62
6	5.99	5.14	4.76	4.53	4.39	4.15	4.03	3.94
7	5.59	4.74	4.35	4.12	3.97	3.73	3.60	3.51
8	5.32	4.46	4.07	3.84	3.69	3.44	3.31	3.22
9	5.12	4.26	3.86	3.63	3.48	3.23	3.10	3.01
10	4.96	4.10	3.71	3.48	3.33	3.07	2.94	2.86
11	4.84	3.98	3.59	3.36	3.20	2.95	2.82	2.72
12	4.75	3.89	3.49	3.26	3.11	2.85	2.72	2.62
13	4.67	3.81	3.41	3.18	3.03	2.77	2.63	2.53
14	4.60	3.74	3.34	3.11	2.96	2.70	2.57	2.46

15	4,54	3,63	3,29	3,06	2,90	2,64	2,51	2,40
16	4,49	3,63	3,24	3,01	2,85	2,59	2,46	2,35
17	4,45	3,59	3,20	2,96	2,81	2,55	2,41	2,31
18	4,41	3,55	3,16	2,93	2,77	2,51	2,37	2,27
19	4,38	3,52	3,13	2,90	2,74	2,48	2,34	2,23
20	4,35	3,49	3,10	2,87	2,71	2,45	2,31	2,20
21	4,32	3,47	3,07	2,84	2,68	2,42	2,28	2,18
22	4,30	3,44	3,05	2,82	2,66	2,40	2,26	2,15
23	4,28	3,42	3,03	2,80	2,64	2,37	2,23	2,13
24	4,26	3,40	3,01	2,78	2,62	2,36	2,21	2,11
25	4,24	3,39	2,99	2,76	2,60	2,34	2,20	2,09
26	4,23	3,37	2,98	2,74	2,59	2,32	2,18	2,07
27	4,21	3,35	2,96	2,73	2,57	2,31	2,17	2,06
28	4,20	3,34	2,95	2,71	2,56	2,29	2,15	2,04
29	4,18	3,33	2,93	2,70	2,55	2,28	2,14	2,03
30	4,17	3,32	2,92	2,69	2,53	2,27	2,13	2,01
32	4,15	3,29	2,90	2,67	2,51	2,24	2,10	1,99
34	4,13	3,28	2,88	2,65	2,49	2,23	2,08	1,97
36	4,11	3,26	2,87	2,63	2,48	2,21	2,07	1,95
38	4,10	3,24	2,85	2,62	2,46	2,19	2,05	1,94
40	4,08	3,23	2,84	2,61	2,45	2,18	2,04	1,92
42	4,07	3,22	2,83	2,59	2,44	2,17	2,03	1,91
44	4,06	3,21	2,82	2,58	2,43	2,16	2,01	1,90
46	4,05	3,20	2,81	2,57	2,42	2,15	2,00	1,89
48	4,04	3,19	2,80	2,57	2,41	2,14	1,99	1,88
50	4,03	3,18	2,79	2,56	2,40	2,13	1,99	1,87
60	4,00	3,15	2,76	2,53	2,37	2,10	1,95	1,84
70	3,98	3,13	2,74	2,50	2,35	2,07	1,93	1,81
80	3,96	3,11	2,72	2,49	2,33	2,06	1,91	1,79
90	3,95	3,10	2,71	2,47	2,32	2,04	1,90	1,78
100	3,94	3,09	2,70	2,46	2,31	2,03	1,89	1,77
125	3,92	3,07	2,68	2,44	2,29	2,01	1,87	1,75
150	3,90	3,06	2,66	2,43	2,27	2,00	1,85	1,73

200	3.89	3.04	2.65	2.42	2.26	1.98	1.84	1.72
300	3.87	3.03	2.63	2.40	2.24	1.97	1.82	1.70
500	3.86	3.01	2.62	2.39	2.23	1.96	1.81	1.69
1000	3.85	3.00	2.61	2.38	2.22	1.95	1.80	1.68

表4(2)　　$F\{k_1:k_2\}$ 的可信组距数值
级为5%；k_1—分子自由幂的
数目；k_2—分母自由幂的数目

k_2 \ k_1	1	2	3	4	5	8	11	15
2	98.5	99.0	99.2	99.2	99.3	99.4	99.4	99.4
3	34.1	30.8	29.5	28.7	28.2	27.5	27.1	26.9
4	21.2	18.0	16.7	16.0	15.5	14.8	24.4	14.2
5	16.3	13.3	12.1	11.4	11.0	10.3	9.96	9.72
6	13.7	10.9	9.78	9.15	8.75	8.10	7.79	7.56
7	12.2	9.55	8.45	7.85	7.46	6.84	6.54	6.31
8	11.3	8.65	7.59	7.01	6.63	6.03	5.73	5.52
9	10.6	8.02	6.99	6.42	6.06	5.47	5.18	4.96
10	10.0	7.56	6.55	5.99	5.64	5.06	4.77	4.56
11	9.65	7.21	6.22	5.67	5.32	4.74	4.46	4.25
12	9.33	6.93	5.95	5.41	5.06	4.50	4 22	4.01
13	9.07	6.70	5.74	5.21	4.86	4.30	4 02	3.82
14	8.86	6.51	5.56	5.04	4.69	4.14	3.86	3.66
15	8.68	6.36	5.42	4.89	4.56	4.00	3.73	3.52
16	8.53	6.23	5.29	4 77	4.44	3.89	4.62	3.41
17	8.40	6.11	5.18	4.67	4.34	3.79	3.62	3.31
18	8.29	6.01	5.09	4.58	4.25	3.71	3.43	3.23
19	8.18	5.93	5.01	4.50	4.17	3.63	3.36	3.15
20	8.10	5.85	4.94	4.43	4.10	3.56	3.29	3.09
21	8.02	5.78	4.87	4.37	4.04	3.51	3.24	3.03

22	7,96	5,72	4,82	4,31	3,99	3,45	3,18	2,98
23	7,88	5,66	4,76	4,26	3,94	3,41	3,14	2,93
24	7,82	5,61	4,72	4,22	3,90	3,36	3,09	2,89
25	7,77	5,57	4,68	4,18	3,86	3,32	3,06	2,85
26	7,72	5,53	4,64	4,14	3,82	3,29	3,02	2,82
27	7,68	5,49	4,60	4,11	3,78	3,26	2,99	2,78
28	7,64	5,45	4,57	4,07	3,75	3,23	2,96	2,75
29	7,60	5,42	4,54	4,04	3,73	3,20	2,93	2,73
30	7,56	5,39	4,51	4,02	3,70	3,27	2,91	2,70
32	7,50	5,34	4,46	3,97	3,65	3,13	2,86	2,66
34	7,44	5,29	4,42	3,93	3,61	3,09	2,82	2,62
36	7,40	5,25	4,38	3,89	3,57	3,05	2,79	2,58
38	7,36	5,21	4,34	3,86	3,54	3,02	2,76	2,55
40	7,31	5,18	4,31	3,83	3,51	2,99	2,73	2,52
42	7,28	5,15	4,29	3,80	2,49	2,97	2,70	2,50
44	7,25	5,12	4,26	3,78	3,47	2,95	2,68	2,47
46	7,22	5,10	4,24	3,76	3,44	2,93	2,66	2,45
48	7,19	5,08	4,22	3,74	3,43	2,91	2,64	2,44
50	7,17	5,06	4,20	3,72	3,41	2,89	2,63	2,42
55	7,12	5,01	4,16	3,68	3,37	2,85	2,59	2,38
60	7,08	4,98	4,13	3,65	3,34	2,82	2,56	2,35
70	7,01	4,92	4,08	3,60	3,29	2,78	2,51	2,31
80	6,96	4,88	4,04	3,58	3,26	2,74	2,48	2,27
90	6,93	4,85	4,01	3,54	3,23	2,72	2,45	2,24
100	6,90	4,82	3,98	3,51	3,21	2,69	2,43	2,22
125	6,84	4,78	3,94	3,47	3,17	2,66	2,39	2,19
150	6,81	4,75	3,92	3,45	3,14	2,63	2,37	2,16
200	6,76	4,71	3,88	3,41	3,11	2,60	2,34	2,13
300	6,72	4,68	3,86	3,38	3,08	2,57	2,31	2,10
500	6,69	4,65	3,82	3,36	3,05	2,55	2,28	2,07
1000	6,66	4,63	3,80	3,34	3,04	2,53	2,27	2,06

表5　　符号标准极界区的界限

n	a						n	a				
	5%		2%		1%			5%		2%		1%
5	0	5	0	5	0	5	33	11	22	10	23	9 24
6	1	5	0	6	0	6	34	11	23	10	24	10 24
7	1	6	1	6	0	7	35	12	23	11	24	10 25
8	1	7	1	7	1	7	36	12	24	11	25	10 26
9	2	7	1	8	1	8	37	13	24	11	26	11 26
10	2	8	1	9	1	9	38	13	25	12	26	11 27
11	2	9	2	9	1	10	39	13	26	12	27	12 27
12	3	9	2	10	2	10	40	14	26	13	27	12 28
13	3	10	2	11	2	11	41	14	27	13	28	12 29
14	3	11	3	11	2	12	42	15	27	14	28	13 29
15	4	11	3	12	3	12	43	15	28	14	29	13 30
16	4	12	3	13	3	13	44	16	28	14	30	14 30
17	5	12	4	13	3	14	45	16	29	15	30	14 31
18	5	13	4	14	4	14	46	16	30	15	31	14 32
19	5	14	5	14	4	15	47	17	30	16	31	15 32
20	6	14	5	15	4	16	48	17	31	16	32	15 33
21	6	15	5	16	5	16	49	18	31	16	33	16 33
22	6	16	6	16	5	17	50	18	32	17	33	16 34
23	7	16	6	17	5	18	51	19	32	17	34	16 35
24	7	17	6	18	6	18	52	19	33	18	34	17 35
25	8	17	7	18	6	19	53	19	34	18	35	17 36
26	8	18	7	19	7	19	54	20	34	19	35	18 36
27	8	19	8	19	7	20	55	20	35	19	36	18 37
28	9	19	8	20	7	21	56	21	35	19	37	18 38
29	9	20	8	21	8	21	57	21	36	20	37	19 38
30	10	20	9	21	8	22	58	22	36	20	38	19 39
31	10	21	9	22	8	23	59	22	37	21	38	20 39
32	10	22	9	23	9	23	60	22	38	21	39	20 40

表5续

n	a						n	a				
	5%		2%		1%			5%		2%		1%	
61	23	38	21	40	21	40	73	28	45	27	45	26	47
62	23	39	22	40	21	41	74	29	45	27	47	26	48
63	24	39	22	41	21	42	75	29	46	27	48	26	49
64	24	40	23	41	22	42	76	29	47	28	48	27	49
65	25	40	23	42	22	43	77	30	47	28	49	27	50
66	25	41	24	42	23	43	78	30	48	29	49	28	50
67	26	41	24	43	23	44	79	31	48	29	50	28	51
68	26	42	24	44	23	45	80	31	49	30	50	29	51
69	26	43	25	44	24	45	81	32	49	30	51	29	52
70	27	43	25	45	24	46	82	32	50	31	51	29	53
71	27	44	26	45	25	46	83	33	50	31	52	30	53
72	28	44	26	46	25	47	84	33	51	31	53	30	54
	5%		2%		1%			5%		2%		1%	
	双 边 界 限							双 边 界 限					

表3　　从0.00到0.99的r值的Z数值

r	0	2	4	6	8
0.0	0.0000	0.0200	0.0400	0.0604	0.0802
1	0.1003	0.1206	0.1409	0.1614	0.1820
2	0.2027	0.2237	0.2448	0.2661	0.2877
3	0.3095	0.3317	0.3541	0.3769	0.4001
4	0.4236	0.4477	0.4722	0.4973	0.5230
5	0.5493	0.5763	0.6042	0.6328	0.6625
6	0.6931	0.7250	0.7582	0.7923	0.8291
7	0.8673	0.9076	0.9505	0.9962	1.0454
8	1.0986	1.1568	1.2212	1.2933	1.3768
9	1.4722	1.5890	1.7380	1.9459	2.2976

表7　　函数F(t)数值表

t	0	2	4	6	8
0.0	50000	50793	51595	52392	53188
0.1	53983	54776	55567	56356	57142
0.2	57926	58706	59483	60257	61026
0.3	61791	62552	63307	64058	64803
0.4	65542	66276	67003	67724	68439
0.5	69146	69847	70540	71228	71904
0.6	72575	73237	73891	74537	75175
0.7	75804	76424	77035	77637	78230
0.8	78814	79389	79955	80511	81057
0.9	81594	82121	82639	83147	83646
1.0	84134	84614	85083	85543	85993
1.1	86433	86864	87286	87698	88100
1.2	88493	88877	89251	89617	89973
1.3	90320	90658	90988	91308	91621
1.4	91924	92220	92507	92786	93056
1.5	93319	93574	93822	94062	94295
1.6	94520	94738	94980	95154	95352
1.7	95543	95728	95907	96080	96246
1.8	96407	96562	96712	96856	96995
1.9	97128	97257	97381	97500	97615
2.0	97725	97831	97932	98030	98124
2.1	98214	98300	98382	98461	98537
2.2	98610	98679	98745	98809	98870
2.3	98928	98983	99036	99086	99134
2.4	99180	99224	99266	99305	99343
2.5	99379	99413	99446	99477	99506
2.6	99534	99560	99585	99609	99632
2.7	99653	99674	99693	99711	99728
2.8	99744	99760	99774	99788	99801
2.9	99813	99825	99836	99846	99856

3.0	99865	99874	99882	99889	99896
3.1	99903	99910	99916	99921	99926
3.2	99931	99936	99940	99944	99948
3.3	99952	99955	99958	99961	99964
3.4	99966	99969	99971	99973	99975
3.5	99977	99978	99980	99981	99983
3.6	99984	99985	99986	99987	99988
3.7	99989	99990	99991	99992	99992
3.8	99993	99993	99994	99994	99995
3.9	99995	99996	99996	99996	99997
4	99997	99999	99999	—	—

表8

抽样容量N	系数临界值					
	1—a时E超出				1—a时A不对称	
	0.99	0.95	0.05	0.01	0.95	0.99
50	4.92	4.01	2.13	1.95	0.533	0.787
100	40	3.77	35	2.18	389	567
150	14	66	45	30	321	464
200	3.98	67	51	37	280	403
250	87	61	55	42	251	360
300	79	47	59	46	230	329
350	72	44	62	50	213	305
400	67	41	64	52	200	285
450	63	39	66	55	188	269
500	60	37	67	57	179	255
550	67	35	69	58	171	243
600	54	34	70	60	163	233
650	52	33	71	61	157	224
700	50	31	72	62	151	215

750	48	30	73	64	146	208
800	46	29	74	65	142	202
850	45	28	74	66	138	196
900	43	28	75	66	134	190
950	42	27	76	67	130	185
1000	41	26	76	68	127	180
1200	37	24	78	71	116	166
1400	34	22	80	72	107	152
1600	32	21	81	74	100	142
1800	30	20	82	76	095	134
2000	28	18	83	77	090	127
2500	25	16	85	79	080	114
3000	22	15	86	81	073	104
3500	21	14	87	82	068	096
4000	19	13	88	83	064	090
4500	18	12	88	84	060	085
5000	17	12	89	86	057	081

表9　　随　机　数

(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)
5489	5589	3156	0835	1988	3912	0938	7460
3522	0985	7877	5686	7020	9255	7379	7124
7555	7579	2550	2487	9477	0864	2548	1012
5759	3554	5080	9074	7001	6249	8224	6868
6303	6895	3371	3196	7231	2918	7980	0488
7351	5634	5323	2623	7803	8374	2191	0464
7068	7803	8892	5119	6350	0120	5026	3684
3613	1428	1796	8447	0503	5654	8254	7938
5143	4534	2105	0568	7890	2475	4240	8652
9815	5144	7649	8638	6137	8070	5545	4865
5780	1277	6316	1013	2867	9938	8930	8203

1187	0951	5991	5245	5700	5564	7352	0891
4184	2179	4554	9083	2254	2486	2965	5154
2916	2972	9885	0276	0144	8034	8122	3213
5624	1541	9860	6566	6981	9842	0171	2284
0146	6291	2954	5694	0377	5336	6480	9585
4920	2826	5238	5402	7937	1993	4332	2327
7978	1947	6380	3425	7267	7285	1130	7722
7453	0653	3645	7497	5969	8682	4191	2976
1473	6938	4899	5346	1641	3652	0852	5296
8162	8797	8000	4700	1880	9660	8446	1883
5642	4219	0807	3301	4279	4168	4305	9937
2042	1192	1175	8851	6492	4635	5757	6656
5470	7702	6958	9080	5925	8519	0127	9233
4045	1730	6005	1704	0345	3216	4738	4862
5880	1257	6163	4439	7276	6563	6912	0731
9083	4260	5277	4998	4298	5204	3965	4028
1762	8713	1189	1090	8989	7273	3213	1936
2023	2589	1740	0424	3924	0005	1969	1636
7965	3255	4765	0703	1678	0841	7543	0308
7690	0480	8093	9629	4819	7219	7241	5128
9292	0426	9573	4903	5916	6576	8368	3270
0867	1656	7018	4220	2633	6345	8227	1904
0505	2127	8256	5276	2283	3956	4118	8199
6295	9795	1112	5761	2576	6837	3338	9322
6323	2615	3410	3365	1117	2417	3176	2434
8672	8536	2966	5773	6412	8114	0080	4697
1422	5507	7596	0670	3013	1361	3886	3268
2653	1472	5113	5735	1469	9545	9331	5903
0433	4376	3328	8649	8327	0110	4549	7955
2851	2157	0047	7085	1129	0460	6821	8373
7962	2753	3077	8713	7413	8004	3425	3706
3837	4093	0220	1217	4732	0150	1637	1097
8542	4126	9274	2251	0607	4901	8730	7690

0139	0765	8039	9484	2677	7859	1976	0623
6687	1943	4307	0579	8171	8224	8641	7054
6242	5582	5872	3197	4919	2792	5991	4058
6869	9606	0522	4993	0345	8958	1289	8825
6590	1952	6043	3629	1973	4112	1795	8465
3482	0478	0221	6738	7813	5643	4767	0106

表10 相关关系 η^2 和决定系数 $K^2(a=0.01)$ 的临界值

K_2 \ K_1	1	2	3	4	5	6	7	10	20	40
3	919	954	967	976	979	982	985	989	994	997
4	841	900	926	941	951	958	963	973	986	993
5	765	842	879	901	916	928	936	955	974	987
6	689	785	830	859	879	894	906	929	961	979
7	636	732	784	818	842	860	875	904	946	971
8	585	684	740	778	806	827	844	879	931	962
9	540	641	700	741	771	795	814	854	914	953
10	501	602	663	706	738	764	784	829	898	943
11	467	567	629	673	707	734	757	805	882	933
12	437	536	598	643	678	707	730	782	866	923
13	411	508	570	616	652	681	705	759	849	913
14	388	482	544	590	626	656	681	738	834	903
15	367	459	520	566	603	633	659	717	818	893
16	342	438	498	544	581	612	638	698	803	883
17	331	418	478	523	560	591	618	679	788	873
18	315	401	459	504	541	572	599	660	774	863
19	201	284	442	486	523	554	581	644	760	853
20	288	369	426	470	506	537	564	627	746	843
21	276	355	410	454	490	521	548	612	733	834

22	256	342	396	440	476	508	533	597	720	824
23	250	330	383	426	461	492	519	583	707	815
24	246	319	371	413	448	478	505	569	695	806
25	237	308	359	401	435	465	492	556	683	797
26	229	298	349	389	423	453	479	543	672	788
27	221	289	338	378	412	442	468	531	661	779
28	214	280	329	368	401	430	456	520	650	771
29	208	272	319	358	391	420	446	509	640	762
30	201	264	311	349	381	410	435	498	630	754
32	190	250	295	332	364	391	416	479	611	738
34	179	237	280	316	347	374	398	459	592	722
36	170	226	267	302	332	358	382	443	574	707
38	162	215	255	289	318	344	367	428	558	693
40	155	206	244	277	305	330	353	412	542	679
50	126	168	201	229	254	276	297	351	475	615
60	106	142	171	196	218	238	256	305	423	563
80	080	109	132	151	169	188	201	242	345	479
100	065	088	107	123	138	152	165	201	292	417
120	054	074	090	104	117	129	140	171	253	370
200	033	045	055	064	072	080	087	106	165	258
400	016	023	028	033	037	011	045	056	085	141

编译后记

运用计量方法来进行历史研究，这已经是出现在我们面前的新领域。在国外，这种研究方法已有了一、二十年的实践，并且有了一批具有相当水平的研究成果。但它出现在我们国土上的速度却异常缓慢，并且一有关于这种方法的信息传来，则常常被视为异端邪说。

究其源，原因有三。

第一，计量方法被看成是资产阶级史学家治史的一种方法。持此说者认为，历史现象或过程不是由数量来表示的，如果连篇累牍的使用数和量，便有掩盖事物的本来面目之嫌。第二，在以往的历史研究中，由于带有定性研究的某种特点，就使数量信息的运用常常处于从属的地位。当时那种不做细致地分析、机械地使用数量因素的办法，无异于装饰空泛之论、或者索性是为已有的结论做注脚。第

三，也许更为重要的是，我们的史学研究主要集中于政治领域，而对需要用现代高等数学来归纳和探索的经济史、社会史等关心不够，这就使单一的政治分析方法得到最大程度的运用。今天，我们从理论和实践中已经看到了这种单一线性研究的极大局限性，但对其它科学方法（包括计算方法）仍习惯地抱着某种盲目疑惧心理。计量史学始终不能“登堂入室”，成为史学研究受欢迎的新客人。

当然，除此之外，还有另一层原因。从总的方面来说，这就是我们曾经长期处于“封闭”之中，科学技术不发展，就是直到目前我们还没有足够的手段来真正运用计量分析法从事历史研究。而从史学工作者个人的素养来说，一般的情况是，由于没有受过系统的学习和训练，并不具备运用计量方法的条件，因而就必然对这种方法等而观之。

计量方法作为一种具体的研究方法，具有这样几个方面的效用。

第一，计量方法是历史研究诸多方法中的一种方法，是当代社会科学研究和自然科学研究相互影响、相互作用和相互溶合与渗透总趋势的必然产物，表示历史研究进入了一个新的领域、新的阶段。计量方法的运用，使史学不再是一门封闭的科学。

作为一种具体的方法，计量方法是没有阶级性的。从运用计量方法的实践来看，当今世界上资产阶级史学家用之，社会主义国家的史学家也用之。当然，任何一种方法及其使用都是受到使用者的阶级意识和认识论的深刻影响的，因而运用计量方法所得出的具体历史结论也不尽相同。但是，这不是计量分析法本身的过错。从目前情况来看，西方史学家更多地偏重于或者主要是用这种方法来探讨历史现象和过程，因而出现了一种以研究事物、现象和过程的内部结构为历史研究主要内容的学派；而社会主义国家的史学家则把这种方法视为一种新的研究手段，认为可以借助于这种方法来深化对历史的研究。

第二，实践表明，运用计量方法可以揭示出史料中没有直接表示出的“潜信息”，而这是用传统的描述方法办不到的。例如，史学家在对欧洲地区中世纪农民运动的研究、对各地区各个时期土地关系的研究中都会遇到这种情况。“潜信息”的出现，大大开阔了史学家的眼界，使他们看到了过去由于缺乏资料，或由于史料不系统而无法看到的历史现象和过程。这就大大提高了原有史料的利用价值，提高历史研究的效率。

第三，运用计量方法可以把抽象的东西变得具

体化，使微观研究和宏观研究更好地结合起来，使微观研究更好地成为宏观研究的基础。如果过去用传统方法得出的结论是“绝大部分”、“基本正确或错误”、“大体如此”等等，那么，运用计量方法得出的结论就是十分具体的了。

第四，运用计量方法还可以不断深化史学家的思维活动，使计量方法不断发展和完善，并进而不断总结和创造出新的研究方法。

当然，事实已经证明，只有在马克思主义认识论的指导下，计量方法的运用才能取得正确的结果；只有把这种方法和其它各种方法综合加以运用，历史研究才能不断开拓新的领域并取得新的成果。任何把计量分析法孤立起来，并凌架于其它方法之上的做法，都只能使历史研究走上歧途。

值得注意的是，苏联国立莫斯科大学历史系为未来的史学工作者开设了“历史研究中的计量方法”这一专门课程。我们编译的正是这一课程的教材，是希望通过这种“引进”，使我们的史学工作者也能来利用这一方法，为我国历史研究开拓一条新路，也希望我们大学的历史系把讲授“计量方法”这样的新的历史研究方法作为一门重要课程来设置。

当然，我们自己也是在历史研究实践中逐步吸

收“计量分析法”这样的信息的。介绍这样的信息，对于我们也是一个重新学习的过程。所以，本书编译文字的错误和疏漏之处在所难免，希望专家和同行们指正。

只有抛弃偏见，我们对新信息的吸收和利用才会有效率。而新信息愈多，偏见就会愈少。

译者

1985年9月26日

走向未来丛书

一九八四年出版

人的发现	李平晔著
增长的极限	（罗马俱乐部关于人类困境的研究报告）
	李宝恒译
激动人心的年代	李醒民著
GEB——一条永恒的金带	道·霍夫斯塔特原著
	乐秀成编译
现代物理学与东方神秘主义	根据F·卡普拉的《物理学之道》编译 灌 耕编译
现实与选择	朱嘉明 吕 政著
经济控制论	何维凌 邓英淘编著
探险与世界	于有彬编著
看不见的手	杨君昌编著
语言学与现代科学	陈明远编著
在历史的表象背后	金观涛著
让科学的光芒照亮自己	刘青峰著

走向未来丛书

一九八五年出版

人的现代化 〔美〕阿历克斯·英格尔斯等著 殷陆君编译

大变动时代的建设者 汪家煌编著

没有极限的增长 朱利安·林肯·西蒙原著
黄江南 朱嘉明编译

西方社会结构的演变 金观涛 唐若昕著

在国际舞台上 陈汉文编著

昨天 今天 明天 邓正来编著

摇篮与墓地 陈越光 陈小雅著

择优分配原理 茅于轼著

第三次数学危机 胡作立著

彼得斯革命 杨君昌编著

艺术魅力的探寻 林兴宅编著

西方文官系统 杨百揆 陈子明 陈兆钢 李盛平
缪晓非著

动态经济系统的调节与变化 邓英淘 何维凌编著

新的综合 〔美〕爱德华·奥尔本·威尔逊著
李昆峰编译

走向未来丛书

一九八六年出版

富饶的贫困	王小强　白南风著
定量社会学	郭治安　姜　璐　沈小峰编译
儒家文化的困境	萧功秦著
系统思想	〔美〕小拉尔夫·弗·迈尔斯主编 杨志信　葛明浩译
日本为什么“成功”	〔日〕森岛通夫著　胡国成译
悲壮的衰落	金观涛　王军衔著
弗洛伊德著作选	约翰·里克曼编　贺明明译
西方的丑学	刘　东著
十七世纪英国的科学、技术与社会	〔美〕R·K·默顿著 范岱年　吴　忠　蒋效东译
画布上的创造	戴士和著
梁启超与中国近代思想	〔美〕约瑟夫·阿·勒文森著 刘　伟　刘　丽　姜铁军译
新教伦理与资本主义精神	〔德〕马克斯·韦伯著 黄晓京　彭　强译
信息革命的技术源流	宋德生著
增长、短缺与效率	〔匈〕亚诺什·科尔内原著 崔之元　钱铭今译

走向未来丛书

一九八七年出版

走向现代国家之路　钱乘旦　陈意新著
竞争中的合作　陈汉文编著
计量历史学　〔苏〕科瓦尔琴科主编　闻　一　肖　岭译
哲学的还原　麦克斯韦·约翰·查尔斯沃斯著　田晓春译
凯恩斯理论与中国经济　林一知著
人的创世纪　张　猛　顾　昕　张继宗编著
社会研究方法　〔美〕艾尔·巴比著　李银河译
发展社会学　胡格韦尔特著　白　桦　丁一凡编译
上帝怎样掷骰子　陈克艰著
空寂的神殿　谢选骏著
震撼心灵的古旋律　郑　凡著
以权力制约权力　朱光磊著
整体的哲学　金观涛著
人体文化　谢　长　葛　岩著
人心中的历史　刘　昶著
探寻新的模式　罗首初　万解秋著
发展的主题　周其仁　杜　鹰　邱继成著
社会选择与个人价值　〔美〕K·J·阿罗著
陈志武　崔之元译
对科学的傲慢与偏见　〔英〕查·帕·斯诺著
陈恒六　刘　佑译
马克斯·韦伯　〔英〕弗兰克·帕金著　刘　东　谢维和译